
МОДЕЛ И РЕЗУЛТАТИ ОТ ПРИЛАГАНЕТО НА СТРЕС ТЕСТ ВЪРХУ ПУБЛИЧНИТЕ ФИНАНСИ – АНАЛИЗ И СРАВНЕНИЕ С МОДЕЛА НА МИНИСТЕРСТВОТО НА ФИНАНСИТЕ

Юлиан Х. Войнов¹,
¹СА „Д. А. Ценов“ – Свищов, България
E-mail: 1jvoynov@gmail.com

Резюме: В настоящата разработка е представен модел за изчисление на производствения разрыв за получаване на циклично-изгладения бюджетен баланс (САВ) и върху така получения резултат е проведен стрес тест, като е упражнен шок върху стойностите на производствения разрыв и е проследена реакцията на САВ чрез функцията на реакция от въздействието (Impulse-Response Function) в EViews.

Ключови думи: публични финанси, производствен разрыв, циклично-изгладен бюджетен баланс, стрес тест, функция на реакция от въздействието

Тази статия се **цитира**, както следва: **Войнов, Ю.** (2023). Модел и резултати от прилагането на стрес тест върху публичните финанси – анализ и сравнение с модела на Министерството на финансите. Народно стопански архив, (2), с. 12-33.

URL: nsarhiv.uni-svishtov.bg

DOI: <https://doi.org/10.58861/tae.ea-nsa.2023.2.02.bg>

JEL: H62, H68, C52, C58.

* * *

1. Въведение

Основният параметър, който показва доколко балансирана е фискалната политика на държавата и в каква степен тази политика съответства на цикличното развитие на икономиката, е циклично-изгладеният бюджетен баланс, който се получава като разлика между

номиналния бюджетен баланс и производствения разрыв (т.нар. output gap - OG) или разликата между отчетения и потенциалния БВП на страната. Има различни методи за изчисления на OG, като в настоящата разработка е използван методът на ЕК, тъй като именно той е на въоръжение и в българските институции – МФ, БНБ и др. На базата на данните за OG е изчислен циклично-изгладеният бюджетен баланс (САВ) и чрез използването на векторна авторегресия (VAR) в иконометричния софтуер EViews е симулиран шок върху OG с цел установяване на реакцията на САВ от въздействието на промяна в макроикономическите условия. Резултатите от изчисленията на използвания модел са сравнени с резултатите от модела на Министерството на финансите (МФ) с цел установяване на приликите и разликите между тях.

Обект на изследване са основните макроикономически и фискални параметри, залежали в бюджетните прогнози на правителството, на чиято база се изготвя съответно Консолидираната фискална програма (КФП) на България.

Предмет на публикацията е модел за изчисление на САВ и неговите компоненти, като е анализирано в каква степен получените резултати корелират с данните на МФ. За проверка на хипотезата за устойчивост на фискалния САВ е проведен стрес тест върху основната макроикономическа променлива, влияеща върху неговата стойност, а именно OG, като отново е направено сравнение между резултатите на използвания модела с тези от модел на МФ.

Работната хипотеза на изследването защитава аргумента, че представеният емпиричен модел за изчисление на САВ, въпреки използвания не толкова софистициран математически апарат, дава по-добра основа за взимане на рационални политически решения, касаещи фискалната политика на страната, като при неговото прилагане тя би била по-малко проциклична, особено при възходящата фаза на икономическия цикъл и най-вече по-щадяща при спадящата вълна на цикъла, което предполага по-мек и забавени консолидационни фискални решения.

Целта на изследването е, чрез прилагането на стрес тест върху модел, включващ икономически и фискални компоненти и техните лагови измествания, да се анализира в каква степен основната фискална променлива, в случая САВ, реагира на шок върху икономическата среда и как този шок се отразява в краткосрочен и евентуално дългосрочен план върху САВ, а оттам и върху номиналните бюджетни показатели.

За постигане на посочените цели се поставят за изпълнение следните **задачи**:

1. Да се представи модел за изчисление на САВ;

2. САВ да бъде подложен на стрес тест вследствие на шок върху ОГ, за да се провери как той реагира на този шок чрез използване на функцията на реакция от въздействието (Impulse – Response Function).

3. За проверка достоверността на модела да се направи сравнение с модела на МФ, като се посочат приликите и разликите в резултатите от двата модела.

2. Подход и етапи в процеса на стрес тест върху публичните финанси

Публичните финанси акумулират риск по много различни начини, имайки предвид, че небалансираният бюджетен баланс се отразява директно върху публичния дълг, който е динамична величина, чието ниво е следствие от превишаването на бюджетните разходи над бюджетните приходи (Захариев, 2012). Един от начините за акумулиране на риск например е чрез влиянието на данъчната тежест върху държавния дълг. Съществува връзка между двата показателя, като влиянието на нивото на данъчно облагане върху държавния дълг в дългосрочен аспект е стабилно (Лилова & Благоева, 2012). Интересен подход за оценка на управлението на дълга е използването на Support Vector Machines (SVM). SVM е усъвършенствана техника за дигитален иконометричен анализ на времеви редове. Тя предоставя уникално решение за гъвкавост при избора на формата на праговите нива, добра класификация на резултатите в случай на нерегулярни данни и минимализиране на статистическата грешка (Zahariev, et al., 2020).

Циклично-изгладеният бюджетен баланс (САВ) е основен индикатор за състоянието и устойчивостта на бюджета. Той показва доколко състоянието на бюджетното салдо се дължи на дискреционни решения при упражняването на фискалната политика на правителството за разлика от цикличния компонент, който отразява влиянието на действието на автоматичните стабилизатори, заложи в законодателството.

Принципно са възможни два подхода за определяне на САВ. **Първият е чисто статистически**, какъвто Европейската комисия използва до 2002 г., който е базиран на изглаждане на динамичните редове с Hodrick-Prescott филтър (Hodrick & Prescott, 1997). **Вторият подход е използването на икономически модели** за изчисления на САВ, като са възможни две разновидности на този подход. Единият вид икономически модели, какъвто използва и ЕК, се основава на използването на производствена функция и съответно различни изглаждащи филтри на тренда на динамичните редове.

Вторият вид модели са динамичните стохастични модели на общо равновесие (DSGE). Основните предимства на тези модели е структурното представяне на основните елементи на фискалната политика, докато при първия вид, по методологията на ЕК, се прави опит, емпирично да се установи трансмисионният механизъм на фискалната политика по неструктуриран начин.

В България няма институция, която да използва динамичен модел на общо равновесие (DSGE), въпреки че такива модели са разработени на академично ниво (Jordanov & Vasilev, 2008). Поради тази причина за целите на настоящото изследване е избран подходът за оценка и подлагане на стрес тест само на САВ и включения във формулата за неговото изчисляване производствен разрыв или output gap (OG), като е приложен вариант на модела на ЕК с използване на производствената функция на Коб-Дъглас за неговото изчисление. Стрес тестът върху САВ е приложен в създадения в специализирания иконометричен софтуер EViews модел на векторна авторегресия (VAR), като е използвана вградената функция на реакция от въздействие (Impulse – Response Function).

3. Изчисление на производствения разрыв¹

Циклично-изгладеният бюджетен баланс се изчислява по следната формула:

$$САВ_t = ВВ_t - СС_t = ВВ_t - \varepsilon OG_t, \quad (1)$$

където ВВ е бюджетният баланс към БВП, а СС е цикличният компонент на бюджетното салдо. Последният се получава като произведение на бюджетната полуеластичност (ε) и отклонението на БВП от своето потенциално ниво или дългосрочния си тренд, т.нар. производствен разрыв или output gap (OG).

Изчислението на OG е съгласно формулата

$$OG_t = \frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t^p}, \quad (2)$$

в която Y_t и Y_t^p са съответно актуалният и потенциалният БВП в момент t .

За изчисление на OG в настоящото изследване е използвана методиката, разработена от Калоян Ганев (Ganev, 2015) на базата на производствената функция на Коб-Дъглас.

$$Y = L^\alpha K^{1-\alpha} TFP, \quad (3)$$

¹ Динамичните редове от данни, участващи в посочените, могат да бъдат предоставени при поискване.

където TFP (total factor productivity) е общата факторна производителност, която обобщава едновременно степента на използване на входящите фактори и тяхното технологично ниво (D'Auria, et al., 2010). Изчислението се базира на използването на Hodrick-Prescott (HP) филтър за премахване на цикличния компонент от динамичните времеви редове с първични данни, т.е. това е вариант на модела на ЕК, на чиято база се изготвят изчисленията, прогнозите и основните макроикономически параметри в българските институции, разбира се, с известна модификация по отношение прилагането на иконометричните филтри, като в своя модел за някои от променливите ЕК прилага Калман филтър за изчисляване на тренда.

3.1. Изчисление на ангажирания производствен капитал

Изчисляването на ангажирания физически капитал става по формулата

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}, \quad (4)$$

където δ е амортизационната норма на капитала и се изчислява като

$$\delta = \frac{CFC}{K}, \quad (5)$$

като CFC е потреблението на основен капитал. Обикновено се приема, че амортизационната норма е константа. К. Ганев използва в изчисленията си $\delta = 5\%$. В модела на МФ прилаганата амортизационна норма е 5.5% и в настоящите изчисления именно тя е приложена, за да се направи консистентно сравнение между получените резултати.

За да се гарантира пълна амортизация на капитала в някакъв момент, тъй като дисконтирането се извършва с фактор $(1-\delta)^t$, който въпреки и клонящ към 0 при нарастване на t , дефакто никога няма да достигне 0, формулата за изчисляване на физическия капитал придобива вида:

$$K_t = \sum_{i=0}^{n-1} (1 - i\delta)I_{t-1} + (1 - n\delta)K_{t-n}, \quad n=1, \dots, t \quad (6)$$

3.2. Изчисление на потенциалната заетост и потенциалната безработица

Нормалното ниво на работната сила се получава чрез механично премахване на тренда – цикличния компонент от дела на зетите като процент от изменението на актуалния размер на населението чрез използване на HP филтър.

Изчисляването на потенциалната заетост преминава през три последователни стъпки. На първо място е необходимо изчисляването на коефициента на икономическа активност (ψ_t), който е отношението на работната

сила (L_t^s) към населението в трудоспособна възраст (N_t^ω). Данните за работната сила са достъпни от изследването „Наблюдение на работната сила“ на НСИ, а населението в трудоспособна възраст представлява населението във възрастовата група 15 – 64 години. Изчислението на коефициента на икономическа активност се извършва по формулата:

$$\psi_t = \frac{L_t^s}{N_t^\omega} \quad (7)$$

Втората стъпка представлява изчисляване на пълната заетост ($L_t^{s,f}$) в икономиката при пълно ангажиране на икономически активното население. За целта е необходимо филтрирането с НР филтър на коефициента на икономическа активност (ψ_t) с цел получаване на неговата стойност при пълна заетост (ψ_t^f). На базата на така получения коефициент на икономическа активност се изчислява размерът на работната сила при пълна заетост:

$$L_t^{s,f} = \psi_t^f \cdot N_t^\omega \quad (8)$$

За намирането на потенциалната заетост е необходима още една, трета стъпка, а именно прилагането на НР филтър върху коефициента на безработица (u_t), който също е наличен в изследването на НСИ с цел получаване на NAIRU – неускоряваща инфлацията норма на безработица, която се означава с u_t^f . Потенциалната заетост се изчислява по формулата:

$$L_t^f = (1 - u_t^f) \cdot L_t^{s,f} \quad (9)$$

3.3. Изчисление на потенциалната обща факторна производителност (TFP)

Принципно общата факторна производителност, ако я означим с A , както е предложено в (Ganev, 2015), се изчислява като остатък от разликата на прогнозния БВП и факторите на производство във функцията на Коб-Дъглас. Т.е. TFP представлява необяснената част от изменението на БВП, дължащо се на двата фактора – труд и капитал. Тъй като този метод е предложен за първи път от Р. Солоу, той носи неговото име, а именно „остатък на Солоу“, (Solow, 1957).

$$\ln A_t = \ln Y_t - \alpha \ln K_t - (1-\alpha) \ln L_t \quad (10)$$

Потенциалната обща факторна производителност ($\zeta_t = \ln A_t^f$) всъщност представлява натуралният логаритъм на тренда на TFP и се получава от прилагането на НР филтъра върху оригиналния ред от стойности. За стойности на α и β , които представляват съответно производствената/факторната еластичност на капитала и труда е прието да се

използват $\alpha = 0.35$ и $\beta = 0.65$. Това са и стойностите, с които работи моделът на МФ, затова те са приложени и в настоящото изследване.

3.4. Изчисление на потенциалния БВП и на производствения разрыв

Изчисляването на потенциалния БВП (Y_t^f) на базата на производствената функция се получава, като във формулата се включат потенциалните стойности на съответните фактори, посочени по-горе.

$$Y_t^f = \exp(\zeta_t)(K_t)^\alpha (L_t^f)^{(1-\alpha)} \quad (11)$$

Производственият разрыв се получава като отношение на разликата между номиналния и потенциалния БВП към потенциалния БВП. Тъй като той се дава в проценти, неговата интерпретация е, че ОГ представлява отклонението на БВП от неговото потенциално ниво, което се получава при пълна заетост:

$$\gamma_t = \frac{Y_t - Y_t^f}{Y_t^f} \cdot 100 \quad (12)$$

Когато стойността на ОГ е положителна величина, това означава, че реално отчетеният БВП надхвърля потенциалния и икономиката прегръва. Обратно, при отрицателна стойност на ОГ произведеният БВП е по-малък от потенциално възможния и това е сигнал, че икономиката работи под потенциала си или се намира в рецесия.

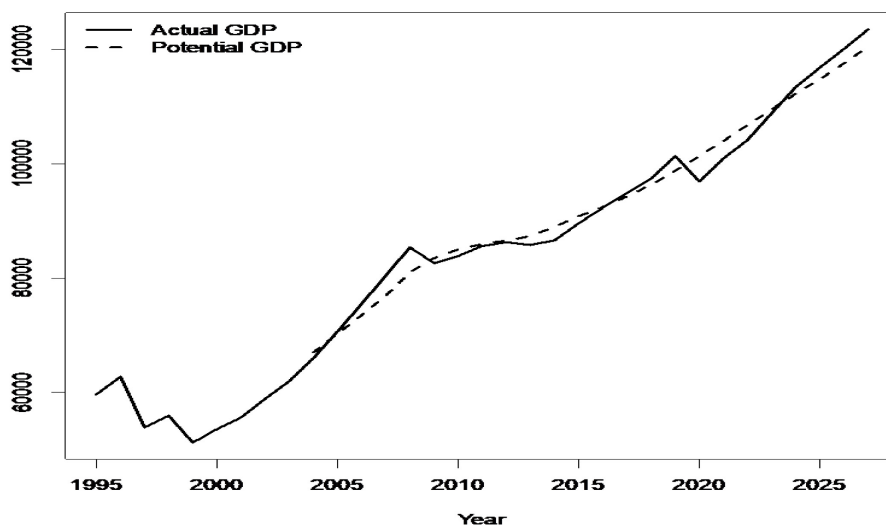
3.5. Методически характеристики, промени и особености при изчисляване на потенциалния БВП и производствения разрыв (output gap)

Трябва да се има предвид, че НР филтърът е симетричен филтър и дава еднаква тежест (тегло) на всички стойности, включени в изчислението на съответния тренд, без значение колко назад в миналото или напред в бъдещето се намират. От тази гледна точка следва да не се взимат под внимание първите една–две стойности от резултатите при изчисленията или най-малкото да се подхожда с голяма доза скептицизъм при тяхната оценка. На второ място е важно, прогнозата за бъдещите стойности да се направи с поне една времева стойност повече, следваща крайната точка на прогнозния период с цел недопускане включване в крайните резултати на подвеждащи величини. Тъй като прогнозният период включва годините до 2026 г., то в изчисленията е включена прогнозната стойност за 2027 г.

Всички използвани данни са от информационния масив на НСИ, като данните за БВП и инвестициите в основен капитал, са на база константни цени от 2015 г. Стойностите на екзогенните променливи, каквито са прогнозните номинални стойности на БВП до 2027 г. и коефициентът на безработица са взети от базата с данни на World Economic Outlook (WEO) на МВФ (април 2022 г).

3.6. Резултати от изчисленията на потенциалния БВП и ОГ

За периода 2005–2008 г. българската икономика се развива над потенциала си и то значително, като отбелязва положителен ОГ, който в началото е около $\frac{1}{2}$ процентен пункт, но в края на периода достига внушителните 5.5 п.п. През този период икономиката реализира едни от най-високите си растежи в своята най-нова история, над 5%-6%, с отчетливи характеристики на прегряване. Средногодишната инфлация за 2008 г. достига 12%, а отчетените бюджетни приходи значително надвишават прогнозните, което е симптом на разрастващ се производствен разрыв.



Източник: МФ, изчисления чрез използване на R Studio.

Фигура 1. Актуален и потенциален БВП на България (млн. лв.)

За периода 2009–2016 г. ситуацията със стойностите на ОГ е огледална, като годишните стойности са трайно отрицателни, въпреки че амплитудата им на отклонение е значително по-малка и е в диапазона 0.1

– 2.7 п.п. Тези характеристики определят една икономика, развиваща се значително под своя потенциал.

Ситуацията се променя за кратко в положителна посока в периода 2017–2019 г., когато ОГ отново става положителна величина и българската икономика започва да се развива над своя потенциален икономически растеж. Производственият разрив се увеличава бързо от 0.6 п.п. през първата година до 2.6 п.п. през 2019 г. Прегряването на икономиката се изразява ясно и в промяната на макроикономическите показатели, които започват отново да се подобряват над прогнозните очаквания, което се отразява положително на бюджетните приходи и цялостното състояние на фискалните показатели.

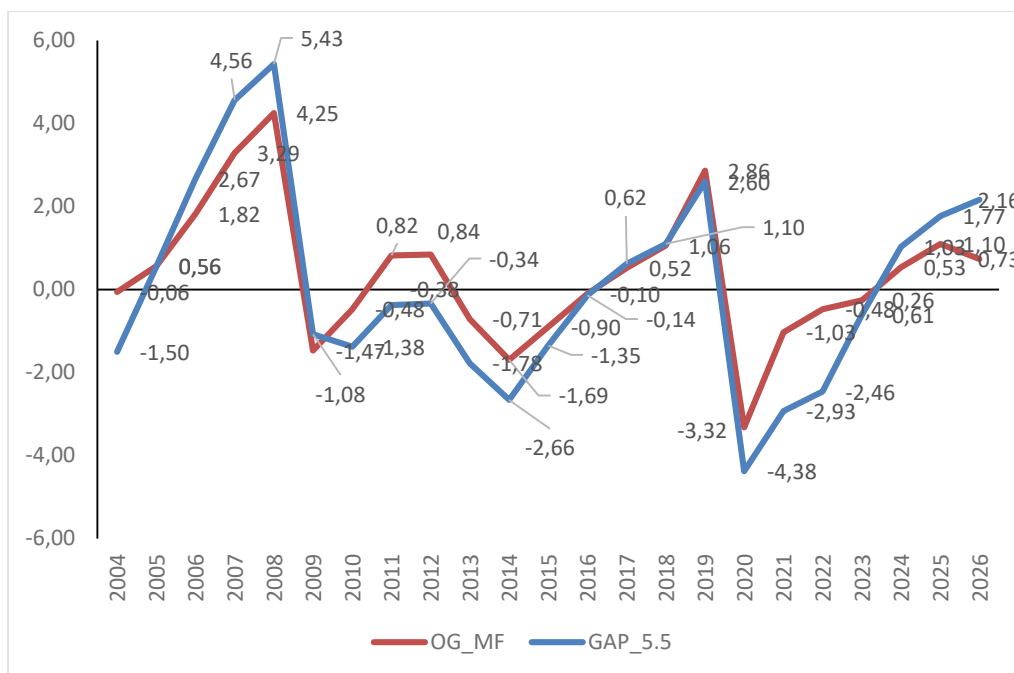
2020 г. отново е повратна година в икономическото развитие, което прекъсва инерцията на икономиката и тя за пореден път се връща в състояние на криза. Тези процеси продължават и през 2021 г. През тези две години са отбелязани значителни отрицателни стойности на ОГ, като през 2020 г. е постигната най-високата отрицателна стойност за целия изследван период след 2004 г. от -4.38 п.п. За 2021 г., въпреки лекото подобрене, производственият разрив в размер на -3 п.п. е вторият най-голям негативен такъв. Макроикономическите аспекти по отношение на безработица и фискални ефекти значително се влошават, докато инфлационният натиск отслабва, въпреки че след средата на 2021 г. ситуацията започва сериозно да се променя вследствие на започналата енергийна криза и свързания с нея много сериозен инфлационен натиск.

Тази явна промяна в края на 2021 г. е трудно да бъде обхваната от използвания метод на прогнозиране и според прогнозните данни негативната тенденция по отношение развитието на българската икономика под потенциала си ще продължи и през 2023 г. Към настоящия момент подобно очакване не е без основание, предвид драстичното вдигане на лихвените проценти от водещите централни банки в света, което предвещава много силно забавяне на световната икономика, включително и изпадане в рецесия на някои от водещите държави в ЕС, които са и основни търговски партньори на България.

От тази гледна точка логиката на прогнозните резултати е запазена, като според изчисленията България ще продължи да се развива под своя потенциален икономически растеж през 2023 г., като през последните три години от прогнозния период, а именно 2024–2026 г. ще се наблюдава отново ситуация на прегряване, като output gap става отново положителен и в края на периода надхвърля 2 п.п.

3.7. Сравнение между изчисления output gap с този от прогнозите на МФ

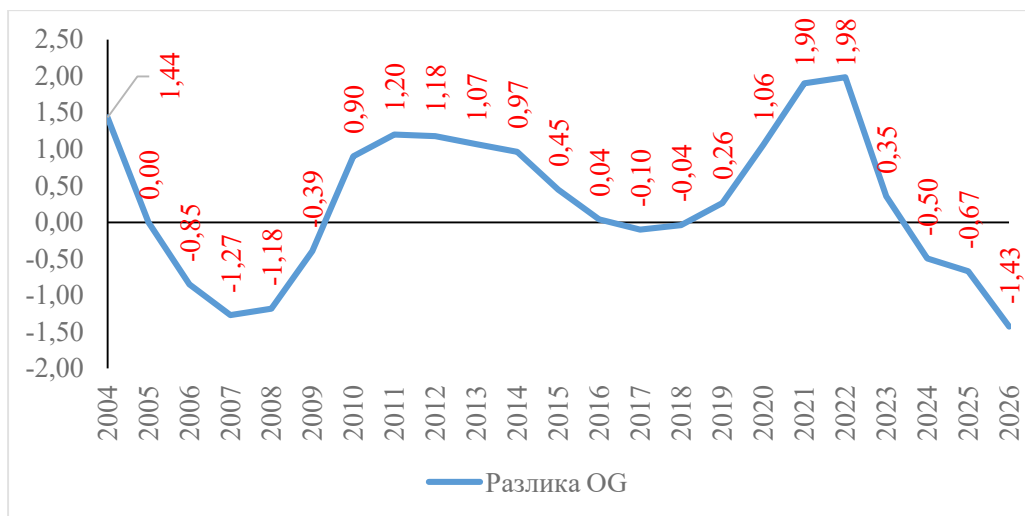
Интересно е да се направи сравнение между резултата от изчисленията на OG по разгледания тук модел и данните от модела на МФ.



Източник: МФ, изчисления чрез използване на R Studio.

Фигура 2. Сравнение между изчисления output gap с този от данните на Министерството на финансите

Вижда се, че въпреки че резултатите от двата модела се движат в синхрон, все пак се забелязват и определени разлики, които могат да бъдат изведени в тенденции. На първо място резултатите от изчисленията на двата модела са абсолютно идентични за 2005 г., за периода 2016–2019 г. и в някаква степен за 2009 г. На второ място използваният тук модел отчита по-големи стойности на OG в периоди, когато икономиката проявява симптоми на прегряване и същевременно отчита по-ниски стойности в периоди, когато икономиката се развива под своя потенциален растеж. Конкретните стойности на разликите между резултатите на OG от двата модела са представени на Фигура 3.



Източник: МФ, изчисления чрез използване на R Studio.

Фигура 3. Разлика между стойностите на OG от двата модела

Ако се абстрахираме от стойността на разликата в изчисления OG за 2004 г., поради характеристиките на използвания HP филтър в създадения модел, то в изчислената стойност за 2005 г. от двата модела няма никаква разлика. За периода 2006–2008 г. разликата в изчислените стойности от двата модела започва да се увеличава, като посоченият период се характеризира с едно от най-големите циклични прегрявания на българската икономика. В този аспект по-високите стойности на OG, изчислен от настоящия модел за посочения период, всъщност е положителна характеристика и предимство на модела, тъй като такава по-висока стойност означава, че всъщност прегряването е по-голямо от това, което е изчислило МФ в онзи период, което от своя страна би могло да предизвика по-адекватна антициклична политическа реакция на правителството.

След като икономическото развитие на страната, а и в глобален мащаб, сменя рязко посоката си през 2009 г. разликата в изчислените стойности между двата модела сериозно се съкращава и достига отново почни нулева величина.

В последвалия цикъл на икономическо забавяне през периода 2010–2015 г., характеризиращ се с развитие на икономиката под потенциала си, разликата в изчислените стойности на OG от двата модела отново започва да се увеличава, като достига най-високите си нива през 2011 г. и 2012 г. През този период изчисленият от настоящия модел OG е по-голям спрямо този от модела на МФ, което отново може да се разглежда като позитивна характеристика на използвания тук модел, тъй като по-големият негативен

ОГ би предизвикал по-сериозен антицикличен отговор на правителството към онзи момент, което за съжаление, чрез замразяване на пенсии и заплати, всъщност провеждаше проциклична и прокризисна политика, докато същевременно изготвя прекалено оптимистични икономически прогнози.

След като икономиката започва да наваксва изоставането си през 2015 г., разликата в изчисления ОГ от двата модела започва също да се свива значително и за периода 2016–2019 г. тази разлика е почти нула. През 2020 г., вследствие на разразилата се здравна криза, разликата се увеличава отново сериозно и достига най-високите си стойности през 2021 г. и 2022 г. изобщо за целия изследван период, като за 2022 г. стойността е вече на база прогнози.

За първите две години от прогнозния период, именно през 2022 г. и 2023 г., изчислените стойности за ОГ от настоящия модел са по-ниски от стойностите от модела на МФ, което предполага, че ще са необходими по-сериозни усилия от страна на правителството за наваксване на изоставането, отколкото управляващите явно залагат във фискалната си политика. Разбира се, подобен аргумент е валиден принципно, но би следвало да се отчетат и предстоящите промени в икономическата ситуация, които към настоящия момент са все още неизвестни.

През 2024 г. двата модела имат почти еднаква стойност на ОГ, много близка до нула, като това е и годината, когато икономическата ситуация отново ще се смени и икономиката ще започне да дава признаци на прегряване. През последните 3 години от прогнозния период разликата от изчисленията на двата модела отново се увеличават, като отново по-високите стойности на производствения разрив се дават от настоящия модел, представен в изследването.

Изводът, който може да бъде направен от настоящия сравнителен анализ между резултатите за output gap от двата модела е, че моделът, използван в настоящата разработка, въпреки че може би не е толкова софистициран, колкото този на МФ, дава резултати за ОГ, които са по-близки до реалната ситуация. Ако се вземат те предвид, вероятно ще стимулират правителството да провежда по-добре целенасочена и по-калибрирана фискална антициклична политика, отколкото тази, която е прилагало или предстои да прилага.

4. Подход и особености при изчислението на САВ

Резултатите за ОГ са изчислени на база модела, описан в т.3, а стойностите на бюджетния баланс (ВВ) или бюджетното салдо за разглеждания период 2004 – 2026 г. са с източник годишните отчети за

изпълнението на държавния бюджет, както и актуализираните макро-икономически прогнози на Министерството на финансите.

4.1. Изчисляване на бюджетната полуеластичност

Бюджетната полуеластичност (ε), (известна и като параметър на бюджетната чувствителност (η), който термин се използва в модела на МФ), е константа. Тя има коригираща функция по отношение на бюджетния баланс, като премахва влиянието върху него на цикличните ефекти от развитието на икономическите процеси при допускането, че икономиката работи на своето потенциално ниво. По дефиниция полуеластичността отразява промяната на ВВ към стойността на ОГ.

Бюджетната полуеластичност е равна на разликата между полуеластичностите на бюджетните приходи и разходи и по-конкретно между средно претеглените циклични еластичности на приходите (η_R) и разходите (η_G) като отношение към ОГ .

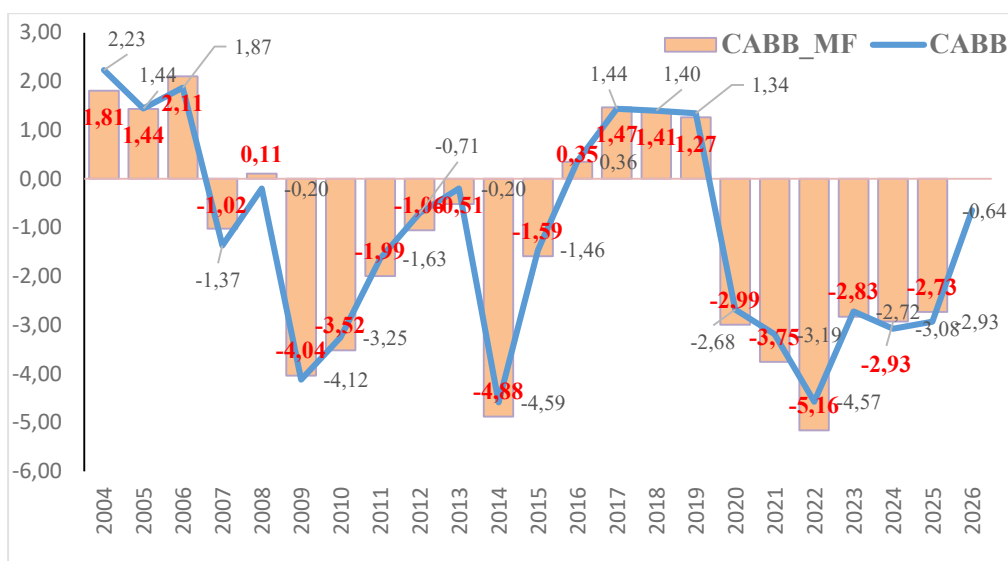
Подходът за изчисление на ε е като наличните в литературата еластичности на приходите и разходите се претеглят със специфичните за страната средни дялове на съответните групи в приходите и разходите за десетгодишен период. Получават се средни еластичности на приходите и разходите, които се умножават по средния дял на приходите и на разходите в БВП и се получават съответните коефициенти на еластичност на приходите и на разходите като отношение към БВП. От разликата между двата коефициента се получава полуеластичността на бюджетния баланс.

Получените по този начин стойности се използват в изчислението на циклично-коригирания баланс на България. Чувствителност на приходите е -0.077, а чувствителност на разходите е -0.3749, като на тази база полуеластичността на бюджетния баланс се получава 0.298 [-0.077-(-0.3749)].

Следва да се посочи, че така изчислената бюджетна полуеластичност се различава от тази, използвана в (Mourre, Astarita, & Princen, 2014), която за периода след 2014 г. е 0.31. Основната причина за разликата е в различната еластичност на разходите, която е изчислена на -0.39, докато тази на приходите е съвсем малко по-голяма -0.07. Тези минимални разлики не са определящи за крайния резултат от изчисленията, но тъй като в модела на МФ се използва именно бюджетна полуеластичност от 0.298, тази стойност е използвана и в изчисленията в настоящия модел.

4.2. Изчисляване на циклично-изгладения бюджетен баланс (САВ)

На базата на резултатите от изчислението на ОГ и данните за ВВ за периода 2004–2026 г., имайки предвид стойността на ϵ , се получават стойностите на САВ. На Фигура 4 е представено сравнение на данните за САВ от настоящия модел и от модела на МФ.



Източник: МФ, собствени изчисления.

Фигура 4. САВ – сравнение с модела на МФ

Както се вижда от графиката, САВ от представения тук модел се движи в почти пълен синхрон със стойностите от модела на МФ, като се запазва установената тенденция в движението на изчисления от двата модела ОГ, но разликата в стойностите при САВ е значително по-малка, като в определени интервали стойностите на двата модела съвпадат напълно. Все пак за стойностите от настоящия модел е характерно да са малко по-ниски в периоди на икономически възход и прегряване, докато изостават зад стойностите от модела на МФ в периоди на икономическо забавяне и отрицателен output gap.

Този резултат от сравнението между двата модела още веднъж показва, че резултатът от настоящия модел дава възможност за по-пълноценна антициклична политика, тъй като в моменти на забавяне представя малко по-малко негативни стойности на САВ, позволявайки по-разхлабена фискална политика, докато при икономическо прегряване допуска не

толкова бърза консолидация на публичните финанси, въпреки че при икономически възход стойностите на двата модела почти напълно съвпадат.

5. Лагово моделиране на САВ и провеждане на стрес тест

Лаговото моделиране на уравненията на циклично-изгладения бюджетен баланс и неговото подлагане на стрес тест е извършено с иконометричния софтуер EViews чрез изграждане на модел на векторна авторегресия (VAR) и е използвана функцията на реакция от въздействието (Impulse - Response Function - IRF).

Уравнението, на чиято база е изграден VAR моделът в настоящата разработка и върху което е проведен стрес тестът, е уравнение (1). Следва да се има предвид, че уравнение (1) е твърдение. Включването на всички променливи във VAR модела създава сингулярна матрица от променливите. По този начин техниката на най-малките квадрати, която се използва за решаване на VAR системата, не може да бъде приложена. Решението е да се изключи някоя от променливите. И тъй като целта е да се определи въздействието върху САВ от влиянието на икономическия цикъл, то важно е да се изследва влиянието на OG върху САВ, особено при анализа на функцията на реакцията на САВ вследствие на шоково изменение на OG, който представлява неочаквано изменение в макроикономическите условия.

На второ място в настоящата разработка е изследвано влиянието на OG върху САВ, но анализът е направен с данните на МФ за променливите. По този начин става възможно директното съпоставяне между изходящите данни на двата модела.

5.1. Определяне на оптималния лаг на модела

Няма твърдо правило за избора на дължина на лаговете в едно уравнение. По същество това е емпиричен въпрос (Gujarati & Porter, 2009). Основният критерий, който следва да се има предвид при избор на броя на лаговете, е, че техният брой е свързан обратнопропорционално със степените на свобода в системата от уравнения. Колкото повече лагове се включват в изчисленията, толкова по-малко степени на свобода остават, което прави статистическите изводи донякъде нестабилни. Съгласно литературата (Wooldridge, 2012), при динамичните редове с годишни данни броят на лаговете обикновено е малък, 1 или 2 лага, за да не се загубят степени на свобода. Наличието на достатъчно дълги редове е привилегия

за развитите икономики, където статистически данни се събират от десетилетия и даже столетия. Не такъв е случаят обаче за България, а в настоящите изчисления динамичните редове са дефакто твърде къси.

Първото изискване за пълното специфициране на моделите е определяне на оптималните лагове, които променливите могат да имат и на чиято база се извършават съответните изчисления. Резултатите и при двата модела, на база на информационния критерий на Akaike (AIC) в EViews, показват, че оптималният лаг е един.

5.2. Проверка за наличие на коинтеграция между променливите (СAB и OG) в модела чрез Johansen Cointegration Test

Тестовите за проверка дали променливите са коинтегрирани, т.е. дали те конвергират в дългосрочен период едни към други или тяхното взаимодействие е само в краткосрочен план, имат значение за правилното специфициране на използваните модели. Авторегресионните векторни модели, какъвто е VAR, са подходящи за изследване на зависимостите между некоинтегрирани променливи в краткосрочен план. При наличието на коинтеграция, което означава дългосрочни зависимости между променливите, е подходящо използването на векторни модели с корекция на грешката или VECM (Vector Error Correction Model).

Резултатите от теста за коинтеграция на Йохансен (Johansen Cointegration Test) показват, че и според двата критерия, включени в него, а именно Trace и Maximum Eigenvalues, променливите в модела, предложен в настоящото изследване, не са коинтегрирани, което означава, че са подходящи за изследване с VAR модел в краткосрочен период. Принципно такъв резултат сочи и икономическата логика, тъй като SAB се влияе от размера на OG, но е ясно, че в дългосрочен план няма как да има коинтеграция между тези две променливи.

От друга страна, и малко изненадващо спрямо първия критерий от теста за коинтеграция, променливите в модела на МФ се оказаха коинтегрирани от първи ред. Вторият критерий обаче, а именно Maximum Eigenvalues, показва, че коинтеграция няма. С цел да се направи съпоставка на двата модела при използването на един и същ векторен анализ, се приема, че между променливите в модела на МФ също няма коинтеграция.

5.3. VAR моделът с един лаг на променливите

Моделът със стойностите на коефициентите в уравненията със специфицирани коефициенти за двата разглеждани модела са следните:

Таблица 1.

VAR моделът със стойностите на коефициентите

1. Настоящ модел

$$\begin{aligned} \text{CABV} &= 0.602918205346 * \text{CABV}(-1) - 0.149953270186 * \text{OG}(-1) - \\ &0.71057285722 \\ \text{OG} &= 0.0880331931342 * \text{CABV}(-1) + 0.448039124378 * \text{OG}(-1) + \\ &0.191320269286 \end{aligned}$$

2. Модел на МФ

$$\begin{aligned} \text{CAB} &= 0.650532789728 * \text{CAB}(-1) - 0.260789391251 * \text{OG}(-1) - \\ &0.579149265651 \\ \text{OG} &= 0.143732394822 * \text{CAB}(-1) + 0.127611377027 * \text{OG}(-1) + \\ &0.486954540508 \end{aligned}$$

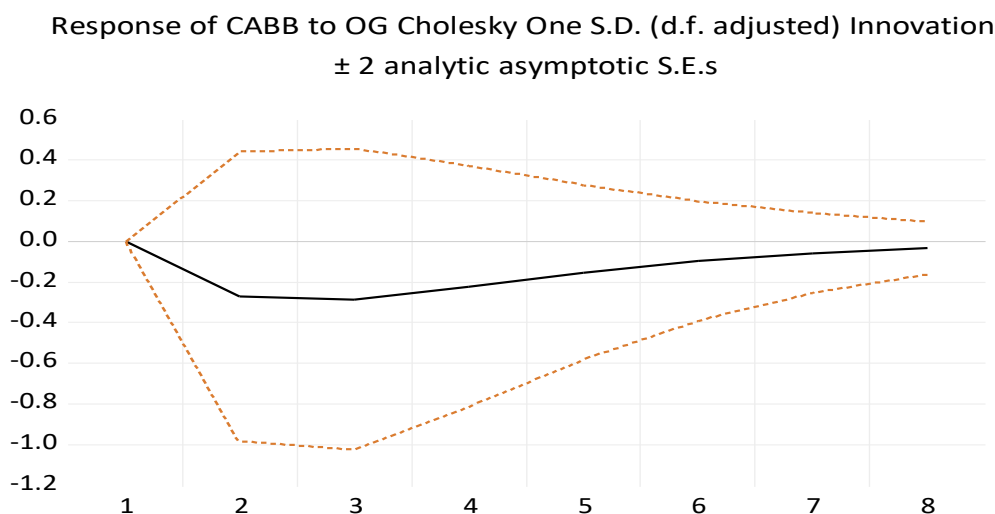
5.4. Тестове за валидност на модела

За да се провери доколко моделите са валидни и представляват реалните математически зависимости между променливите, е необходимо да се направят няколко диагностични теста. Според теста за автокорелация на остатъците (**Autocorrelation LM test**) резултатите показват, че остатъците или грешките в двата модела не страдат от серийна корелация. Според тест за проверка за нормално разпределение на остатъците (**Multivariate Normality Test - Cholesky of covariance (Lutkepohl) Test**) съвместното разпределение на остатъците в моделите е нормално. Резултатите от теста за хетероскедастичност показва, че остатъците са хомоскедастични, което означава, че остатъците са еднакви и не се различават съществено по отношение на стойностите на независимите променливи.

5.5. Функция на реакция от въздействието (**Impulse-Response Function**)

Функцията на реакция от въздействието (функция на импулсен отговор – IRF) измерва реакцията на системата от шок върху нея на променлива, която е важна за изследването. Тя изследва последиците от шокове върху бъдещото поведение на променливата или системата от интерес на изследването.

На Фигура 5 е представена функцията на реакция от въздействието в настоящия модел, на която може да се види резултатът от прилагането на шок от едно стандартно отклонение върху OG и каква реакция този шок предизвиква върху CAB.



Фигура 5. Функция на реакция на САВ от въздействието на ОГ –
настоящ модел

Черната линия на фигурата показва най-вероятната реакция на САВ вследствие на шок върху ОГ. В първоначалния период циклично-изгладеният бюджетен баланс реагира негативно и минава в сериозен дефицит, което е в унисон със знаците на коефициентите пред променливите във VAR системата. Достигайки едно определено ниво във втория период, той остава там в равновесно състояние до период 3, след което започва асимптотично да намалява и да се връща в първоначалното си състояние, където почти достига в период 8.

Следва да се отбележи обаче, че 95%-ният доверителен интервал, очертан с пунктираната червена линия, всъщност показва възможния интервал на реакция на САВ, който е доста широк в началото и се намира почти поравно от двете страни на абсцисната ос, която представлява нулевата ос, като все пак негативната част е сравнително по-широка. Това почти симетрично разположение на 95%-ния доверителен интервал около нулевата ос всъщност не дава сериозно основание да се заключи, че САВ реагира съществено в едната или другата посока след шок върху ОГ.

Оттук могат да бъдат направени поне три извода за реакцията на САВ под въздействието на ОГ. Първият е, че изменението на САВ е по-скоро отрицателно при промяна на ОГ и че тази промяна изглежда, на базата на наличните данни, е по-скоро следствие на дискреционна политика на правителството, отколкото на автономна промяна. Този извод се налага поради факта, че теоретически би следвало САВ да се променя в двете посоки около нулата при шок върху ОГ, тъй като промяната на ОГ може да бъде както положителна, така и отрицателна.

Същевременно широкият доверителен интервал не отхвърля хипотезата, че САВ се изменя в двете посоки, въпреки че черната плътна линия е само в отрицателното поле. Вероятността, САВ да бъде и над нулата, съвсем не е пренебрежителна.

На трето място следва да се отбележи, че VAR моделите изискват сравнително дълги динамични редове, от порядъка на 100 и повече наблюдения. В настоящия анализ броят на наблюденията е 23, което е възможно да създава изкривявания. За съжаление това са наличните данни за България от националната статистика, с които работят моделите в страната, поради факта, че стойностите на променливите през 1990-те години са ненадеждни, има прекъсване на редовете поради промяна на методологията, а и няколкото съществени ревизии влияят негативно върху дължината на редовете, тъй като ревизиите не покриват целия период назад до 1990 г. и доста често са по-къси.

На последно място следва да се посочи, че дължината на динамичните редове в изследването, използвани за изграждане на настоящия модел, са същите като тези, които се използват в МФ и другите институции, което от своя страна дава възможност за сравнимост на резултатите. От тази гледна точка резултатът от модела на МФ страда от същите ограничения и както се вижда, той е приблизително същият, както и от настоящия модел със съответните малки разлики.

На Фигура 6 съответно е представена IRF на САВ от OG в модела на МФ. Тя е много подобна по форма на тази от настоящия модел, като все пак има три основни разлики.

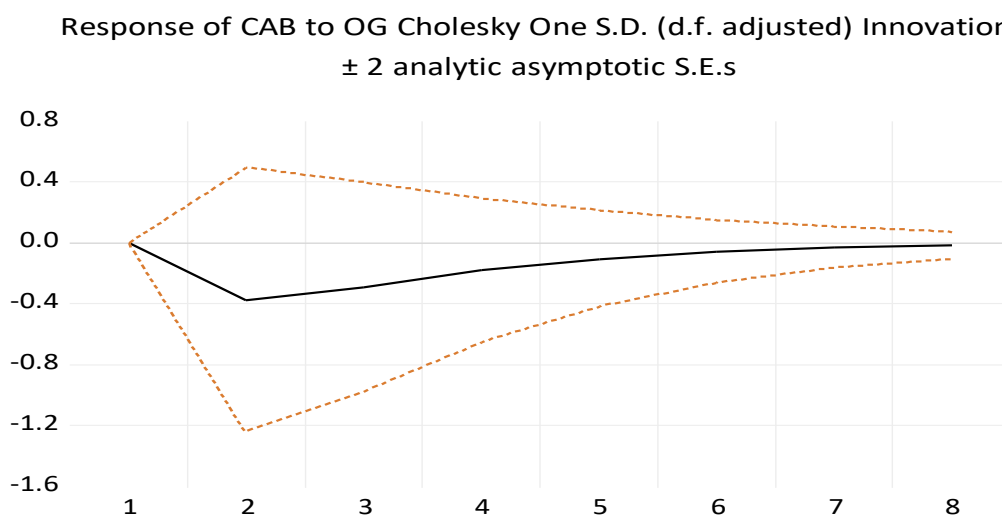
Първата е, че реакцията на циклично-изгладения бюджетен баланс, при анализ на плътната черна линия, от шокото въздействие на OG е много по-дълбока, т.е. САВ реагира доста по-силно в негативна посока, отколкото това се случва в настоящия модел.

На второ място, за разлика от равновесното състояние, в което остава САВ в настоящия модел между втория и третия период, реакцията на САВ в модела на МФ не попада в такова състояние, а ускорено асимптотично започва да се приближава към първоначалното си състояние веднага след достигнатото си най-ниско ниво.

И на трето място се вижда, че в края на периода САВ е почти на първоначалното си ниво, докато в настоящия модел в края на изследвания период САВ остава макар и минимално под първоначалното си състояние.

Все пак следва да се отбележи, че тази по-силна отрицателна реакция на САВ в модела на МФ в първоначалния период предполага и по-консервативна фискална политика в периоди на кризи. Това в известна степен ограничава фискалната свобода на действие на правителството, което е

принудено в периоди на икономически спад да провежда консолидационна фискална политика, която е проциклична и задълбочаваща негативните икономически процеси. Подобен подход беше наблюдаван по време на финансовата и икономическа криза от 2008–2009 г.



Фигура 6. Функция на реакция на CAB от въздействието на OG – модел на МФ

Същевременно по-бързото очаквано възстановяване от икономическия шок предполага по-оптимистични прогнози за икономическо възстановяване и растеж, което пък води до надценяване на бюджетните приходи, което положение се наблюдава в първите години от възстановяването от икономическата криза в началото на второто десетилетие на 21 век.

6. Изводи

Цикличната позиция на икономиката оказва влияние върху финансите на публичния сектор. Ако икономиката работи под своя потенциал, т.е. output gap е отрицателна величина, тогава разходите се увеличават, тъй като държавата поема обезщетенията на безработните. Същевременно и данъчните постъпления намаляват, тъй като икономическият оборот се свива, търсенето отслабва, инвестициите намаляват, което в крайна сметка се отразява на доходите и печалбите на физическите лица и фирмите.

В такава ситуация бюджетният дефицит се увеличава, което от своя страна се отразява в повишаване на държавния дълг. Така отклонението на икономиката от своето потенциално ниво води до изменение на OG в

отрицателна или положителна посока, което пряко влияе върху състоянието на публичните финанси. Коригирането на това циклично отклонение или изчисляването на САВ дава приблизителна оценка на структурната позиция на публичните финанси, след като временните ефекти от икономическия цикъл бъдат премахнати.

В настоящото изследване е направен стрес тест на един от основните фискални параметри, касаещи състоянието на държавния бюджет и неговото правилно управление, а именно циклично-изгладеният бюджетен баланс, като неговата реакция е проследена чрез стрес тест от шок върху другата основна величина за изчислението му, а именно върху производствения разрыв или output gap. Съгласно функцията на реакция от въздействието, при промяна на OG с едно стандартно отклонение, САВ реагира отрицателно със стойност от около 1/3 от приложения шок, остава за два периода в това състояние, ако няма някакво влияние върху него, т.е. при равни други условия и след това бавно асимптотично се връща в първоначалното си състояние.

Лаговият модел за изграждане на уравненията на векторна авторегресия (VAR), използван в иконометричния софтуер EViews, сочи, че най-подходящият брой лагове на САВ е един, като именно един лаг е използван и във VAR модела.

Използваният модел за изчисление на анализирания бюджетни променливи, а именно САВ, OG и ВВ, е много близък до този, използван в МФ, и дава възможност директно да се сравнят резултатите от двата модела. Съгласно представените резултати от изчисленията, предложеният тук модел, въпреки че може би не е толкова софистициран спрямо този, използван в МФ, дава по-консистентни данни от гледна точка провеждането на оптимална фискална политика в страната и малко по-добри обяснения на икономическите процеси, които характеризират развитието на българската икономика.

Използвани източници

- Лилова, Р., & Благоева, Н. (2012). *Дефицитно финансиране и данъчно облагане-причинно следствени връзки*. Свищов: АИ "Ценов".
- Захариев, А. (2012). *Управление на дълга*. Свищов: АИ „Ценов”. Извлечено от АИ „Ценов”, Свищов.
- D'Auria, F., Denis, C., Navik, K., Mc Morrow, K., Planas, C., Raciborski, R., Rossi, A. (2010). *The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps*. Извлечено от European Economy, Economic Papers 420: <https://bit.ly/3oXmGSJ>

- Ganev, K. (April 2015 r.). *A Small Model for Output Gap and Potential Growth Estimation: An Application to Bulgaria*. Извлечено от BEP 04-2015: <https://bit.ly/3cqct1>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics*. Извлечено от McGraw-Hill/Irwin: <http://bit.ly/3E4yUR1>
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). *Postwar US business cycles: an empirical investigation*. Извлечено от Journal of Money, Credit, and Banking: 1–16: <https://bit.ly/35kG036>
- Iordanov, I., & Vasilev, A. (2008). *A Small Open Economy Model with a Currency Board Feature: the Case of Bulgaria*. Извлечено от BNB/DP/63/2008 : <https://bit.ly/3KfypXs>
- Mourre, G., Astarita, C., & Princen, S. (2014). *Adjusting the budget balance for the business cycle: the EU methodology*. Извлечено от European Economy, Economic Papers 536. November 2014.: <https://bit.ly/3ePF0cZ>
- Solow, R. M. (August 1957 r.). *Technical Change and the Aggregate Production Function*. Извлечено от The Review of Economics and Statistics, 39 (3): <https://bit.ly/3V4bq6u>
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 5 ed*. Извлечено от Cengage Learning: <http://bit.ly/3g553QQ>
- Zahariev, A., Zveryakov, M., Prodanov, S., Zaharieva, G., Angelov, P., Zarkova, S., & Petrova, M. (2020). Debt management evaluation through support vector machines: on the example of Italy and Greece. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 7(3), 2382-2393. doi:[https://doi.org/10.9770/jesi.2020.7.3\(61\)](https://doi.org/10.9770/jesi.2020.7.3(61))

Юлиан Х. Войнов е доктор по икономика, хоноруван преподавател в катедра „Финанси и кредит“, факултет „Финанси“ в Стопанска академия „Д. А. Ценов“ – Свищов, България, директор на дирекция в КЕВР. **Научни интереси:** приложение на количествени методи при анализ на икономически процеси; анализ на публичните финанси; управление на публичния и корпоративния дълг; корпоративни финанси; международни финанси; количествени методи за стрес тест на макроикономически и финансови променливи; оценка на инвестиционни решения.

ORCID ID: 0009-0001-9071-1839

ISSN 0323-9004

Народностопански архив

Свищов, година LXXVI книга 2 - 2023

**Тоталният фактор на всичко добро –
възпитаният и образован човек**

**Модел и резултати от прилагането на стрес тест
върху публичните финанси – анализ и сравнение
с модела на министерството на финансите**

**Изследване на поведенческите детерминанти
на инвестициите от социално отговорни
инвеститори от Мароко в периода на пандемията
от COVID-19**

**Българските финансови агропазари – величина,
структура и тенденции на развитие**

**Индустрия 4.0 и Kaizen costing 4.0 – възможности
за развитие на системите за управление
на разходите, по пътя към кръгова икономика**

СТОПАНСКА АКАДЕМИЯ „Д. А. ЦЕНОВ“



СВИЩОВ

РЕДАКЦИОНЕН СЪВЕТ:

Проф. д-р Андрей Захариев – главен редактор
Проф. д-р Йордан Василев – зам. главен редактор
Проф. д-р Стоян Проданов
Доц. д-р Искра Пантелеева
Доц. д-р Пламен Йорданов
Доц. д-р Светослав Илиичовски
Доц. д-р Пламен Петков
Доц. д-р Анатолий Асенов
Доц. д-р Тодор Кръстевич

МЕЖДУНАРОДЕН СЪВЕТ:

Проф. д-р ик.н. Михаил А. Ескиндаров – Финансов университет при Правителството на Руската федерация, Москва (Русия).
Проф. д-р ик.н. Григоре Белостечник – Молдовска академия за икономически изследвания, Кишинев (Молдова).
Проф. д-р ик.н. Михаил Ив. Зверяков – Одески държавен икономически университет, Одеса (Украйна).
Проф. д-р ик.н. Андрей Крисоватий – Тернополски национален икономически университет, Тернопол (Украйна).
Проф. д-р ик.н. Йон Кукуй – Университет Валахия, Търговище (Румъния)
Проф. д-р Кен О'Нийл – Университет Ълстер (Ирландия)
Проф. д-р Ричард Торп – Университет Лийдс (Великобритания)
Проф. д-р ик.н. Олена Непочатенко – Умански национален аграрен университет, Уман (Украйна)
Проф. д-р ик.н. Дмитрий Лукьяненко – Киевски национален икономически университет „Вадим Гетман”, Киев (Украйна)
Доц. д-р Мария Стефан – Университет „Валахия”, Търговище (Румъния)
Доц. д-р Анисоара Дуика – Университет "Валахия", Търговище (Румъния)
Доц. д-р Владимир Климух – Брановички държавен университет, Бранович (Беларус)

Екип за техническо обслужване:

Технически секретар: д-р Росица Проданова
Стилов редактор: Анка Танева
Превод английски: ст. преп. Венцислав Диков и ст. преп. д-р Маргарита Михайлова

Адрес на редакцията:

5250 Свищов, ул. „Ем. Чакъров” 2
Проф. д-р Андрей Захариев – главен редактор
☎ (+359) 889 882 298
Д-р Росица Проданова – технически секретар
☎ (+359) 631 66 309, e-mail: nsarhiv@uni-svishtov.bg
Благовеста Борисова – компютърен дизайн
☎ (+359) 882 552 516, e-mail: b.borisova@uni-svishtov.bg

Отпечатването на списанието за 2023 г. се осъществява с безвъзмездната финансова помощ на Фонд „Научни изследвания” – Договор ДНП № КП-06-НП4-36 по конкурс „Българска научна периодика – 2023 г.”

© Академично издателство „Ценов” – Свищов
© Стопанска академия „Димитър А. Ценов” – Свищов

НАРОДНОСТОПАНСКИ АРХИВ

ГОДИНА LXXVI, КНИГА 2 – 2023

СЪДЪРЖАНИЕ

Методи Кънев

Тоталният фактор на всичко добро – възпитаният и образован човек /3

Юлиан Х. Войнов

Модел и резултати от прилагането на стрес тест върху публичните финанси – анализ и сравнение с модела на министерството на финансите /12

Ухинон Мохамед Амин, Елхашими Зайнеб, Картоби Сала Един

Изследване на поведенческите детерминанти на инвестициите от социално отговорни инвеститори от Мароко в периода на пандемията от COVID-19 /34

Любомир Любенов, Анелия Любенова

Българските финансови агропазари – величина, структура и тенденции на развитие /53

Росен И. Колев

Индустрия 4.0 и Kaizen costing 4.0 – възможности за развитие на системите за управление на разходите, по пътя към кръгова икономика /68