

Взаимодействия между БВП и износа в българската икономика

гл.ас. д-р Пламен Петков

СА „Д.А. Ценов” – Свищов, катедра

„Математика и статистика”

тел. 0631/66300; 0899 094957

e-mail: ppet@uni-svishtov.bg; ppetkov@gbg.bg

Резюме: В статията се тества валидността на каузалните зависимости между брутният вътрешен продукт и износа. Въз основа на тримесечни данни за България, обхващащи периода от първото тримесечие на 1996 г. до четвъртото тримесечие на 2008 г., са изследвани дългосрочните отношения с помощта на коинтеграционния подход на Песаран посредством авторегресионни модели с разпределителни лагове (ARDL или bounds testing), а за анализа на краткосрочната динамика е приложен механизмът за коригиране на грешката (VECM). Резултатите показват, че когато показателите се представят по съпоставими цени и не се отчита влиянието на тренда, между тях съществуват двупосочни каузални зависимости. С включването на тренда в модела валидна е хипотезата за водещата роля на износа. Когато се използват реалният брутен вътрешен продукт и реалният износ, изчислени чрез дефлиране с индекса на потребителските цени, водещата роля е на икономическия растеж.

Ключови думи: икономически растеж, износ, коинтеграционен анализ, дългосрочни зависимости, краткосрочни зависимости.

JEL: F1, F4, O47.

Въведение

Особено значение за икономическия растеж на всяка една страна е каузалната връзка между показателите, с които се характеризира икономическия растеж и провежданата външнотърговска политика. Тази политика се осъществява в две основни направления – стимулиране на износа или рестрикция на вноса, с цел стимулиране на местното производство. Когато ръстът в обема и стойността на износа е основен фактор за икономическия растеж, с приоритет е външнотърговската политиката в първото направление. Ако икономическият растеж води до увеличение на износа, тогава преобладаваща е външнотърговската политика във второто направление. Икономическата теория подкрепя двете теории, т.е. между темпа на изменение на износа и икономическия растеж съществуват двупосочни каузални зависимости. От една страна, увеличението на износа води до увеличение на брутният вътрешен продукт чрез ефекта на мултипликатора. От друга страна, увеличението на местното производство предопределя съкращението на производствените разходи, в резултат от реализираните икономии от мащаба, което пък от своя страна стимулира износа.

Зависимостта между износа и икономическия растеж е изследвана в голям брой публикации. Тези изследвания се провеждат както с използването на пространствени данни (cross-sectional data), така и с помощта на

данни, представени чрез динамични редове (time-series data). Получените резултати в първото направление [18, 6, 13, 4], установяват съществуването на положителна зависимост между износа и икономическия растеж, но поради спецификата на данните в тях не се изследва каузалната зависимост между двете променливи. В динамичен аспект изследванията могат да се обособят в три основни групи. В първата група [19, 24, 26] анализът е извършен с помощта на обикновения метод на най-малките квадрати на базата на нестационарни динамични редове, в резултат на което получените оценки са повлияни от наличието на лъжлива корелация. В тези изследвания каузалността отново остава неизследвана. Във втората група оценките на каузалните зависимости са получени чрез анализ на стационарни редове. Резултатите са твърде противоречиви, като отново няма ясни доказателства коя от двете икономически теории се подкрепя от емпиричните данни. В една част от изследванията [17, 7, 10] се прилагат техниките за изследване на каузалността, предложени от Грейнджър [14] и Симс [27], а в друга част [4, 20, 28] приложение намира коинтеграционният подход на Енгл-Грейнджър [12]. В третата група анализът на каузалните зависимости между износа и брутният вътрешен продукт се извършва в дългосрочен аспект чрез използване на максимално правдоподобния подход на Йохансен [15, 16] или на авторегресивния коинтеграционен подход с разпределителни лагове на Песаран [23], като впоследствие се определя коя от двете променливи е екзогенна и коя – ендогенна. Резултатите от анализа на данни за 61 страни с прилагането на подхода на Йохансен потвърждават наличието на дългосрочни зависимости между двете променливи, като в част от страните износьт е екзогенна променлива, а в други страни – брутният вътрешен продукт е екзогенна променлива [4]. В изследването на 44 развиващи се страни

с прилагането на коинтеграционния подход на Песаран се установява, че хипотезата за водещата роля на износа се приема за 60 % от включените в анализа страни [5].

Приложението на коинтеграционния подход на Йохансен предполага интегрираност на променливите от еднакъв порядък, докато при подхода на Песаран, известен в литературата като bounds testing подход, това не е наложително. Основните предимства на ARDL коинтеграционния анализ, в сравнение с коинтеграционните подходи на Енгл-Грейнджър и Йохансен, са следните. Първо, за разлика от подхода на Енгл-Грейнджър, тук се елиминират проблемите, свързани с ендогенността и невъзможността да се тества значимостта на параметрите в моделите, характеризиращи дългосрочните отношения. Второ, процедурата bounds testing е достатъчно опростена. Тя позволява, след като се определи оптималният лагов порядък в модела, оценяването на коинтеграционните отношения да се извърши с метода на най-малките квадрати. Трето, тестването на значимостта на параметрите в дългосрочните и краткосрочните отношения се извършва едновременно. Четвърто, ARDL подходът за тестване съществуването на дългосрочни отношения между равницата на променливите в моделите е приложим независимо дали факторните променливи са стационарни, т.е. са интегрирани от нулев порядък $I(0)$, нестационарни от първи порядък $I(1)$, или са частично интегрирани, т.е. част от променливите са $I(0)$, а друга част – $I(1)$. Процедурата е неприложима при интегрираност на променливите от втори или по-висок порядък. И накрая, подходът е особено удачен за прилагане при изследване на малки по обем извадки, какъвто е и настоящият случай.

От тази гледна точка основната цел на настоящата статия е въз основа на раз-

лични комбинации от променливи, с които се измерват производственият резултат и износът, прилагайки bounds testing подхода, да се изследват краткосрочните и дългосрочните зависимости между brutния вътрешен продукт и износа. Като източник на статистическа информация е използван сайтът на Евростат. Оценките и теставете на моделите са извършени с иконометричните софтуерни продукти Gretl 1.8.0 for Windows и Microfit 4.0.

1. Статистически данни: източници и предварителна обработка

Като основен източник за необходимите макроикономически показатели е използван сайтът на Евростат (<http://err.eurostat.ec.europa.eu>). Емпиричните оценки на теставете иконометрични модели се осъществяват въз основа на тримесечни данни за brutния вътрешен продукт (Y) и износа (X) в България за периода от първото тримесечие на 1996 г. до четвъртото тримесечие на 2008 г. Динамичните редове се състоят от 52 наблюдения. В разработката се използват два начина за представяне на реалния брутен вътрешен продукт и на реалния износ. При първия начин се използват показателите, изчислени по постоянни цени от 2000 г., като номиналните величини се умножават с верижния индекс на физическия обем, изчислен с тегла от съответното тримесечие на 2000 г. Съгласно този подход brutният вътрешен продукт се означава с Y1, а износът – с X1. Този подход позволява да се оценят темпът на икономическия растеж и темпът на изменение на износа чрез изследване на промяната в индексите на физическия обем [1, с. 4]. При втория подход реалните показатели се изчисляват чрез дефлиране на номиналните показатели с индекса на потребителските цени, из-

числен при база съответното тримесечие на 2000 г. Означенията, които се използват за отразяване на величините с помощта на втория подход, са съответно Y2 за brutния вътрешен продукт и X2 – за износа. За отстраняване на сезонността в анализирания динамични редове се прилага X12-ARIMA методът.

2. Същност на ARDL коинтеграционния подход

Уравнението, характеризиращо дългосрочните равновесни отношения между brutния вътрешен продукт и износа, може да се представи със следния общ вид:

$$\ln Y_t = \alpha + \beta \ln X_t + \varepsilon, \quad (1)$$

където:

Y – реалният брутен вътрешен продукт;

X – реалният износ;

ε – случайният компонент.

На проверка с ARDL коинтеграционния анализ се подлагат 2 комбинации, в които се включват следните променливи:

y1 – натуралният логаритъм на реалния брутен вътрешен продукт, изчислен при постоянни цени от 2000 г. (Y1);

y2 – логаритъмът на реалния брутен вътрешен продукт, изчислен чрез дефлиране с индекса на потребителските цени при база 2000 г. (Y2);

x1 – логаритъмът на реалния износ, изчислен при постоянни цени от 2000 г. (X1);

x2 – логаритъмът на реалния износ, изчислен чрез дефлиране с индекса на потребителските цени при база 2000 г. (X2).

За оценка с коинтеграционния подход на модел (1) се използва стратегия, изпълняваща се в три етапа:

1. Определяне на порядъка на интегрираност на динамичните редове чрез използване на съответни критерии за проверка на стационарността.
2. При интегрираност на променливите от нулев или първи порядък се прилага авторегресионният коинтеграционен подход с лагове на разпределение на Песаран (bounds testing approach).
3. При коинтегрираност на променливите се съставя модел с коригиране на грешката, който се подлага на оценка със стандартните методи и критерии за диагностика на резултатите.

Осъществяването на проверката за наличие на коинтеграционни отношения с използването на bounds testing процедурата се основава на следния общ векторен авторегресионен модел от порядък p , характеризиращ дългосрочните отношения между променливите:

$$y_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \nu x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

където:

c_0 е векторът стълб с $k+1$ елементи, характеризиращ константата (грифта);

β – $(k+1)$ векторът на коефициентите пред временния тренд.

Взаимодействието между дългосрочните и краткосрочните отношения намира израз в следния векторен модел за коригиране на грешката (VECM):

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{y_t}. \quad (3)$$

В зависимост от предположенията относно детерминистичните компоненти в модела, проверката за коинтеграция се осъществя-

ва с използването на пет различни сценария (случая):

Случай I: (няма константа, няма тренд) $c_0, \beta = 0$. Моделът за коригиране на грешката се представя по следния начин:

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Случай II: (ограничена константа, няма тренд) $c_0 = -(\delta_1, \delta_2)\mu, \beta = 0$. VECM е:

$$\Delta y_t = \delta_1 (y_{t-1} - \mu_y) + \delta_2 (x_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Случай III: (неограничена константа, няма тренд) $c_0 \neq 0, \beta = 0$. VECM придобива следния вид:

$$\Delta y_t = c_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Случай IV: (неограничена константа, ограничен тренд) $c_0 \neq 0, \beta = -(\delta_1, \delta_2)\gamma$. VECM се изразява като:

$$\Delta y_t = c_0 + \delta_1 (y_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_2 (x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{y_t}. \quad (7)$$

Случай V: (неограничена константа, неограничен тренд) $c_0 \neq 0, \beta \neq 0$. Тук VECM е:

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

В описаните пет сценария c_0 е свободният член, β е параметърът пред тренда, δ_i са параметрите, характеризиращи дългосрочните зависимости между променливите, а $\varphi, \omega, \nu, \lambda, \eta$ – параметрите, характеризиращи краткосрочните зависимости между променливите.

Приложението на ARDL bounds testing подхода се осъществява в три етапа. Първият етап се състои в оценката с метода на най-малките квадрати на общия условен модел, представен с уравнения (3) и тестване валидността на дългосрочната зависимост

между променливите с помощта на F-критерия на Валд. На проверка се подлага нулевата хипотеза за съвместна статистическа незначимост на параметрите пред лаговите променливи, изразени чрез техните равнища, т.е. $H_0: \delta_1 = \delta_2$. Проверката за наличие на коинтеграция се осъществява с помощта на две критични гранични значения (bounds) на асимптотичния F-критерий. С долната критична граница се предполага, че всички регресори са стационарни, т.е. са $I(0)$, а горното критично значение на критерия се отнася за случая, при който всички факторни променливи са интегрирани от първи порядък, т.е., че те са $I(1)$. При положение че емпиричното значение на F-критерия се окаже по-голямо от горното критично значение, нулевата хипотеза се отхвърля в полза на алтернативната, т.е. налице е коинтеграция между променливите, без значение на техния порядък на интегрираност. Ако полученото емпирично значение на F-критерия е по-малко от долното критично значение, за вярна се приема нулевата хипотеза, откъдето следва, че между изследваните променливи липсва коинтеграция. Ако полученото емпирично значение на критерия попада между двете критични значения, извод относно наличието на коинтеграция не може да бъде направен. В този случай се налага да се изследва индивидуалната интегрираност на променливите, включени в коинтеграционното отношение.

След като се установи валидността на коинтеграцията между променливите, процедурата намира продължение в оценката на условните дългосрочни ARDL(p, q) модели с различен лагов порядък при отделните променливи:

$$\ln Y_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \delta_1 \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_2 \ln X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Изборът на оптималните значения на лаговия порядък при всяка една от промен-

ливите се определя с помощта на различни информационни критерии, като най-често се използват критерият на Акайке [2] и критерият на Шварц [25].

Третият, последен етап от процедурата се състои в оценката на параметрите, характеризиращи краткосрочните отношения между променливите в коинтеграционното отношение. За целта с метода на най-малките квадрати се оценява съответният модел за коригиране на грешката, в който се включват различни лагове на първите разлики на променливите.

3. Резултати от емпиричното изследване

Проверка на стационарността на променливите

Съставянето на коректни модели с използването на динамични редове е пряко свързано с тяхната стационарност. Преди да се пристъпи към прилагането на коинтеграционния подход и методологията за коригиране на грешката, е необходимо да се установи порядъкът на интегрираност на променливите, т.е. да се определи колко пъти трябва да се диференцират променливите, за да се превърнат в стационарни. Целта е да се провери, че променливите не са интегрирани от втори порядък, което би довело до „лъжливи“ резултати. При наличие на $I(2)$ променливи, получените емпирични значения на F-критерия не са валидни, тъй като граничните критични значения на критерия се отнасят само за променливи, чиято интегрираност е от нулев или първи порядък.

Проверката за стационарност се осъществява с помощта на ADF, т.е. разширения кри-

терий на Дики-Фуър [8], ADF-GLS критерия на Елиът, Ротенберг и Сток [11] и KPSS критерия на Квятковски, Филипс, Шмит и Шин [21]. С първите два критерия на проверка се полага нулевата хипотеза, според която в редовете има единичен корен (т.е. налице е нестационарност), а с нулевата хипотеза при KPSS критерия се твърди, че динамичният ред е стационарен. От съществено значение при тестване на порядъка на интегрираност е определянето на оптималния брой на лаговете, които трябва да се включват. В действителност този брой не е известен, а се определя от изследователя в зависимост от конкретните цели и използвания емпиричен материал. Обикновено приложение намират информационните критерии на Акайке (AIC) или на Шварц (BIC), както и подходът „от общото към частното“ на Нг и Перон

[22]. Тук използваме Втория подход, като се започва с достатъчно голям брой на лаговете (p), който впоследствие се редуцира до приемлив оптимален брой в зависимост от предварително определено равнище на значимост¹. Максималният стартов лаг, когато се работи с тримесечни данни, е равен на четири.

Стационарността на динамичните редове се изследва с „принципа на Пантула“ [9], като се започва с тестване на интегрираността от най-висок порядък. В случая започваме с тестване на хипотезата за интегрираност на променливите от втори порядък, т.е. $I(2)$. При отхвърляне на нулевата хипотеза изследването продължава с проверка на хипотезата за интегрираност от първи порядък и така, докато

Таблица 1. Резултати от тестването за единичен корен в динамичните редове – първи вариант

Променливи		Тествани модели	ADF	ADF-GLS	KPSS	Извод
y1	BP	БК	-9,148(4)	-	-	I(1)
	PP	К	-18,664(3)	-1,107(4)	0,403(4)	
	P	КТ	-1,774(4)	-0,696(4)	0,252(4)	
y2	BP	БК	-4,356(4)	-	-	I(0)
	PP	К	-7,595(4)	-0,883(4)	0,413(4)	
	P	КТ	-33,559(3)	-2,103(2)	0,182(3)	
x1	BP	БК	-4,610(4)	-	-	I(0)
	PP	К	-4,129(4)	-4,193(4)	0,078(4)	
	P	КТ	-3,885(1)	-3,458(0)	0,246(1)	
x2	BP	БК	-5,450(4)	-	-	I(0)
	PP	К	-9,313(4)	-0,013(4)	0,434(4)	
	P	КТ	-5,194(2)	-1,548(2)	0,208(2)	

Забележка: Означенията в таблицата са следните: BP са вторите разлики; PP – първите разлики; P – равнищата; БК – моделът, който се тества, не включва константа; К – моделът, който се тества, включва константа; КТ – моделът, който се тества, включва константа и линеен тренд. В скобите е отбелязан оптималният лаг

С наклонен шрифт са отбелязани оценките, с които се отхвърля нулевата хипотеза при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмнен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмнен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$.

¹ В прогукма Gretl 1.8.0 оптималният лаг при тестване на стационарността с ADF и ADF-GLS критерите се определя автоматично.

се приеме нулевата хипотеза. Проверката се осъществява в два варианта. С първия се предполага, че в равнищата се включват константа и тренд, което определя наличието на константа в първите разлики и модел без константа при тестване на вторите разлики. Вторият вариант предполага включването на константа и параболичен тренд в равнищата, определящ константа и линеен тренд в първите разлики и константа във вторите разлики. Резултатите от проверката за наличие на единичен корен в равнищата (логаритмите на променливите), първите и вторите разлики са представени в таблица 1 и в таблица 2.

От извършената проверка на стационарността с KPSS критерия се установява, че логаритмите на четирите променливи са интегрирани от първи порядък, когато

проверката е направена с презумпцията за включване на константа и тренд в равнищата, докато с изпълнението на презумпцията за параболичен тренд в равнищата, изводите са неубедителни, защото е невъзможно тестването на стационарността в равнищата на променливите. С ADF критерия се установява, че когато брутният вътрешен продукт и износет са представени чрез дефлирането им с индекса на потребителските цени, техните логаритми са стационарни променливи независимо от това, дали проверката за стационарност се извършва с включването на линеен или на параболичен тренд. Същевременно, когато брутният вътрешен продукт е представен с постоянни цени от 2000 г., неговите логаритми са интегрирани от първи порядък. Изводът се потвърждава от резултатите, получени при двата варианта на проверката за стацио-

Таблица 2. Резултати от тестването за единичен корен в динамичните редове – втори вариант

Променливи		Тествани модели	ADF	ADF-GLS	KPSS	Извод
y1	BP	K	-9,010 (4)	-0,809(4)	0,078(4)	I(1)
	PP	KT	-21,044 (3)	-2,266(4)	0,126(4)	
	P	KTT	-0,388(4)	-	-	
y2	BP	K	-4,168 (4)	-1,606(4)	0,062(4)	I(0) I(1)
	PP	KT	-7,386 (4)	-3,269 (2)	0,158 (4)	
	P	KTT	-36,136 (3)	-	-	
x1	BP	K	-4,562 (4)	-0,662(3)	0,051(4)	I(1)
	PP	KT	-4,090 (4)	-3,874 (4)	0,071(4)	
	P	KTT	-3,831(1)	-	-	
x2	BP	K	-5,244 (4)	-2,539 (4)	0,164(4)	I(0) I(1)
	PP	KT	-8,964 (4)	-0,933(4)	0,164 (4)	
	P	KTT	-19,539 (2)	-	-	

Забележка: Означенията в таблицата са следните: BP са вторите разлики; PP – първите разлики; P – равнищата; K – моделът, който се тества, включва константа; KT – моделът, който се тества, включва константа и линеен тренд; KTT – моделът, който се тества, включва константа и параболичен тренд. В скобите е отбелязан оптималният лаг.

С наклонен шрифт са отбелязани оценките, с които се отхвърля нулевата хипотеза при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмнен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмнен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$.

нарност. При изпълнение на презумпцията за константа и линеен тренд в равнищата се установява, че редът на логаритмите на износа, когато той е представен по цени от 2000 г. е стационарен, докато при включването на параболичен тренд, редът е интегриран от първи порядък.

Най-неясни са резултатите от местването на стационарността, получени с ADF-

GLS критерия. При включване на линеен тренд се установява стационарност на реда, съставен от логаритмите на реалния износ, дефлиран с индексите на потребителските цени, докато останалите променливи са интегрирани с по-висок от първи порядък. При използване на параболичен тренд редовете, образувани от логаритмите на брутния вътрешен продукт, представен чрез дефлирането му с индекса

Таблица 3. Избор на оптимален лагов порядък (p) в моделите с използване на брутния вътрешен продукт като резултативна променлива

Лагов порядък (p)		y1 x1				y2 x2			
		AIC	BIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$	AIC	BIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$
1	Без тренд	-221,08	-213,35	0,111	0,652	-69,85	-64,06	4,509	7,363
	С тренд	-233,29	-223,63	<i>3,316</i>	12,618	-187,98	-178,32	10,715	12,563
2	Без тренд	-228,61	-217,14	10,203	17,783	-205,85	-194,38	0,987	3,537
	С тренд	-264,19	-250,81	5,686	13,654	-203,86	-190,47	1,021	3,558
3	Без тренд	-248,14	-233,01	0,912	20,479	-212,94	-197,81	1,587	17,363
	С тренд	-260,85	-243,82	0,146	<i>8,095</i>	-213,60	-196,57	12,545	26,471
4	Без тренд	-240,10	-221,39	35,233	40,723	-205,14	-186,43	25,680	26,545
	С тренд	-250,97	-230,39	0,032	17,924	-232,04	-211,45	6,011	10,442
5	Без тренд	<u>-319,68</u>	<u>-297,48</u>	0,006	2,950	-234,21	-212,01	0,004	12,430
	С тренд	<u>-324,88</u>	<u>-300,83</u>	0,272	6,784	-240,24	-216,18	<i>3,440</i>	5,260
6	Без тренд	-307,41	-281,51	0,432	3,440	-230,94	-205,33	<i>3,578</i>	18,916
	С тренд	-315,68	-288,25	0,006	<i>8,272</i>	-235,22	-207,79	1,062	2,810
7	Без тренд	-300,35	-271,44	0,369	<i>9,015</i>	-246,82	-217,91	2,660	<i>8,928</i>
	С тренд	-303,98	-273,27	0,008	11,033	-244,89	-214,18	3,952	13,377
8	Без тренд	-294,53	-262,41	0,009	12,34	<u>-256,62</u>	<u>-224,50</u>	<i>3,472</i>	<i>6,514</i>
	С тренд	-303,80	-269,90	<i>3,628</i>	13,364	<u>-255,75</u>	<u>-221,85</u>	4,476	10,064
9	Без тренд	-284,15	-248,92	0,485	15,928	-248,66	-213,44	2,009	14,377
	С тренд	-299,43	-262,44	0,709	15,981	-249,06	-212,07	1,268	11,797
10	Без тренд	-291,56	-253,33	0,148	1,084	-250,44	-212,21	0,353	4,572
	С тренд	-294,75	-254,78	0,784	4,399	-249,11	-209,15	0,594	5,709

Забележка: AIC=-2lnL+2k е информационният критерий на Акайке; BIC=-2lnL+klnT – информационният критерий на Шварц; lnL – максималното значение на логаритмично-правдоподобната функция; k – броят на оценяваните параметри; T – обемът на извадката; $\chi^2(1)$ и $\chi^2(4)$ – LM критериите за проверка на серийна корелация от първи и четвърти порядък.

С наклонен шрифт са отбелязани оценките, с които се отхвърля нулевата хипотеза при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$; с подчертан шрифт са отбелязани значенията на информационните критерии, определящи оптималния лагов порядък.

на потребителските цени, и логаритмите на износа, изчислен по цени от 2000 г., са стационарни или са интегрирани от първи порядък. За другите два показателя не могат да се направят категорични изводи. В крайна сметка получените с различните критерии резултати ни дават основание да приемем, че изискванията за приложение на ARDL коинтеграционния подход са налице и между съответните променливи може да съществува дългосрочна връзка (коинтеграционно отношение).

Коинтеграционен анализ (bounds testing)

След като установихме, че променливите са интегрирани от нулев или от първи порядък, можем да пристъпим към проверка на съществуването на дългосрочни отношения (т.е. проверка за наличие на коинтеграция) между брутния вътрешен продукт и износа. За определянето на оптималния лагов порядък и на необходимостта от включването на временния тренд се извършва оценка с МНМК на условия модел (3). Проверката

Таблица 4. Избор на оптимален лагов порядък (p) в моделите с използване на износа като резултативна променлива

Лагов порядък (p)		x1 y1				x2 y2			
		AIC	BIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$	AIC	BIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$
1	Без тренд	-125,93	-118,20	0,334	4,798	-46,74	-40,941	10,738	12,063
	С тренд	-125,17	-115,51	0,485	5,712	-185,69	-168,66	0,385	3,624
2	Без тренд	-120,04	-108,57	1,493	12,925	-170,08	-158,61	2,444	6,713
	С тренд	-118,86	-105,47	1,841	8,782	-178,26	-157,98	0,395	4,186
3	Без тренд	-134,73	-119,59	16,726	24,856	-187,34	-172,20	0,004	3,877
	С тренд	-136,32	-119,30	14,135	26,485	-175,79	-151,74	0,785	11,128
4	Без тренд	-154,41	-135,69	0,942	2,433	-180,56	-161,85	0,379	4,181
	С тренд	-152,77	-132,19	1,530	5,688	-172,39	-144,96	2,622	19,841
5	Без тренд	-153,20	-131,00	4,365	7,022	-176,01	-135,81	1,070	8,322
	С тренд	-151,62	-127,57	5,444	8,538	-166,43	-135,72	9,565	22,313
6	Без тренд	-149,90	-124,30	0,023	7,544	-174,16	-148,56	2,051	18,309
	С тренд	-150,20	-122,77	0,995	9,323	-172,75	-138,86	4,041	7,974
7	Без тренд	-148,73	-119,82	0,564	5,177	-167,22	-138,31	12,575	17,719
	С тренд	-152,81	-122,09	1,079	7,736	-191,42	-154,43	0,234	13,289
8	Без тренд	-163,42	-131,31	0,288	4,486	-174,38	-142,26	3,199	6,394
	С тренд	-161,51	-127,61	0,163	4,596	-186,65	-146,68	1,024	13,852
9	Без тренд	-163,06	-127,83	0,010	2,314	-182,49	-147,27	2,227	16,734
	С тренд	-161,90	-124,91	0,0001	8,393	-180,07	-137,23	0,009	7,802
10	Без тренд	-155,80	-117,57	0,0001	6,464	-184,35	-146,12	0,187	9,128
	С тренд	-153,88	-113,91	0,020	6,888	-176,28	-130,68	2,237	21,606

Забележка: AIC = $-2\ln L + 2k$ е информационният критерий на Акайке; BIC = $-2\ln L + k\ln T$ – информационният критерий на Шварц; $\ln L$ – максималното значение на логаритмично-правдоподобната функция; k – броят на оценяваните параметри; T – обемът на извадката; $\chi^2(1)$ и $\chi^2(4)$ – LM критериите за проверка на серийна корелация от първи и четвърти порядък.

С наклонен шрифт са отбелязани оценките, с които се отхвърля нулевата хипотеза при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмнен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмнен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$; с подчертан шрифт са отбелязани значенията на информационните критерии, определящи оптималния лагов порядък.

е осъществена както без тренд, така и с включен временен тренд. Моделите са апробирани с използване на значения за лаговия порядък от 1 до 10. В таблица 3 са представени получените резултати за моделите с брутният вътрешен продукт като резултативна променлива, а в таблица 4 са представени резултатите за моделите, в които като резултативен показател се използва износьт.

От данните, представени в таблица 3, се вижда, че независимо от това, дали се включва, или не се включва тренд, оптималният лагов порядък в моделите е равен на осем, когато двете променливи са представени по цени от 2000 г. Когато в моделите се използват променливите, представени чрез дефлирането им с индекса на потребителските цени, оптималният лагов порядък е равен на пет. Изводите се потвърждават с двата информационни критерия.

Когато в моделите като резултативна величина се използва износьт, резултатите са доста по-различни. Съгласно информационния критерий на Акайке оптималният лаг в моделите с използване на реалните показатели, изчислени по цени от 2000 г., е равен на осем, когато не се включва трендът, и на девет – когато се отчита влиянието на тренда. С критерия на Шварц оптималният лаг е равен на четири както в модела без тренд, така и в модела с тренд. В моделите, в които изследваните променливи са представени чрез дефлирането им с индекса на потребителските цени, с двата информационни критерия се определя оптимален лагов порядък, равен на три, когато не се отчита влиянието на тренда. С включването на тренда, оптималният порядък, определен с критерия на Акайке, е равен на седем, докато този, определен с критерия на Шварц – е равен на един.

χ^2 -критериите, с които се извършва проверка за наличие на серийна корелация от първи и четвърти порядък, определят необходимостта да се използват лагове с порядък по-висок от 4. Вземайки предвид този факт, от една страна, и понеже емпиричното значение на F-критерия, с което се установява наличието на коинтеграционни отношения между променливите, зависи до голяма степен от избора на лаговия порядък, проверката се осъществява с използването на серии от три последователни порядъка, с които се обхващат оптималните лагове, определени в таблица 4.

Проверката за коинтеграция се осъществява чрез използването на три от гореописаните сценарии (случаи), а именно – III, IV и V в зависимост от това, дали моделите съдържат тренд, или константата и трендът са ограничени. С F-критерия на Валд в ситуация III (неограничена константа, без тренд), който за по-кратко в изследването се отбелязва като F_{III} , се тества нулевата хипотеза $H_0: \delta_1 = \delta_2$ в модел (6). С F_{IV} (неограничена константа, ограничен тренд) на проверка се подлага нулевата хипотеза $H_0: \beta = \delta_1 = \delta_2$ в модел (3). С F_V (неограничена константа, неограничен тренд) на проверка отново се подлага модел (3), но нулевата хипотеза се дефинира като $H_0: \delta_1 = \delta_2$. Критичните значения на F_{III} , F_{IV} и F_V са представени в специално разработените от Песаран, Шин и Смит [23] таблици C1.III, C1.IV и C1.V. При равнище на значимост $\alpha = 0,05$ и една регресорна променлива ($k = 1$), критичните значения на F-критерия са съответно (4,94; 5,73), (7,02; 7,73) и (6,56; 7,30).

В таблица 5 са представени резултатите от проверката за статистическа значимост на дългосрочната зависимост между променливите, които зависят до голяма степен от лаговия порядък p . Изключение от правилото има в комбинациите $x1 | y1$ (къде-

то оптималният лаг е определен с критерия на Шварц) и $y_2|x_2$, при които нулевата хипотеза за отсъствие на дългосрочни отношения се приема с трите мествани значения за лаговия порядък, както с F_{III} , така с F_{IV} и F_V . В други две комбинации ($x_1|y_1$ с оптимален лаг, определен с критерия на Акайке и $x_2|y_2$), проверката установява наличие на коинтеграционни отношения само когато в модела не се включва тренд. В първия случай, като оптимален лаг се приема $p = 8$, а във втория – $p = 4$. В комбинацията $x_2|y_2$ данните потвърждават валидността на коинтеграционните отношения между променливите само при включването на тренда. Оптималният лагов порядък, определен с критерия на Акайке, е равен на 9. В последната комбинация $y_1|x_1$ с използваните критерии се установява, че между двете променливи съществуват коинтеграционни зависимости както в модела без тренд, така и в модела

с тренд. Оптималният лагов порядък, определен с двата информационни критерия, възлиза на пет.

В крайна сметка резултатите от проверката на различните хипотези показват, че в две от комбинациите са налице коинтеграционни отношения между променливите само когато в моделите се отчита влиянието на линейния тренд, в една комбинация дългосрочните зависимости са налице както в моделите с тренд, така и в тези без включен тренд, и в една коинтеграционните отношения се проявяват само когато не се отчита влиянието на тренда. За тези комбинации, прилагайки ARDL подхода с използването на различни лагови порядъци (определени с информационните критерии на Акайке и на Шварц) при отделните променливи, се изчисляват оценките на параметрите, характеризиращи дългосрочните зависимости

Таблица 5. Определяне на необходимостта от включване на тренд в моделите и проверка за коинтеграция с F-критерия

Комбинации	p	F_{III}	F_{IV}	F_V	Комбинации	p	F_{III}	F_{IV}	F_V
$y_1 x_1$	3	0,255 ^a	4,890 ^a	7,142 ^b	$y_2 x_2$	6	4,269 ^a	6,034 ^a	3,321 ^a
	4	0,146 ^a	3,917 ^a	5,604 ^a		7	2,567 ^a	3,117 ^a	2,599 ^a
	5	8,485 ^c	8,282 ^c	2,464 ^a		8	5,572 ^a	6,221 ^a	4,751 ^a
$x_1 y_1$	3	5,329 ^b	4,745 ^a	6,984 ^b	$x_2 y_2$	3	45,318 ^c	2,493 ^a	3,517 ^a
	4	4,871 ^a	3,281 ^a	4,919 ^a		4	11,661 ^c	2,067 ^a	2,359 ^a
	5	4,183 ^a	2,837 ^a	3,526 ^a		5	3,657 ^a	2,311 ^a	2,933 ^a
$x_1 y_1$	7	5,736 ^c	5,577 ^a	8,300 ^c	$x_2 y_2$	7	2,783 ^a	1,566 ^a	1,912 ^c
	8	8,974 ^c	5,781 ^a	5,594 ^a		8	3,900 ^a	3,466 ^a	4,585 ^a
	9	5,564 ^b	3,763 ^a	1,315 ^a		9	1,983 ^a	10,048 ^c	12,764 ^c

Забележка: p е лаговият порядък, използван при тестване на съответните комбинации; F_{III} – емпиричното значение на F-критерия, с който е извършена проверка за статистическата значимост на равнищата (логаритмите) на лаговите променливи в модел (6); F_{IV} – емпиричното значение на F-критерия, с който е извършена проверка за статистическата значимост на равнищата (логаритмите) на лаговите променливи в общия модел (3); F_V – емпиричното значение на F-критерия, с който е извършена проверка за статистическата значимост на равнищата (логаритмите) на лаговите променливи и тренда в общия модел (3). С а са отбелязани емпиричните значения, които са по-малки от долните критични значения на критерия, определени при равнище на значимост $\alpha = 0,05$; с b – емпиричните значения, които попадат между двете критични значения на критерия при $\alpha = 0,05$; с c – емпиричните значения, които са по-големи от горното критично значения на критерия при $\alpha = 0,05$.

между променливите. Тези оценки се получават като отношение между коефициента пред факторната лагова променлива δ_2 , умножена с минус едно и коефициента пред лаговата резултативна променлива δ_1 (Вж. таблица 6).

Валидността на коинтеграционните отношения между променливите се установява с помощта на статистически значимите, при това с положителен знак, коефициенти в моделите, характеризиращи дългосрочните зависимости. Тези изисквания са изпълнени в пет от седемте комбинации, представени в таблица 6. В комбинацията $y1|x1$ и използване на лаговете, определени с информационния критерий на Акайке, знакът на коефициента е положителен, но параметърът, характеризиращ дългосрочната зависимост между двете променливи, е статистически незначим при $\alpha = 0,05$. В комбинацията $x2|y2$ с отчитане влиянието на тренда дългосрочният коефициент е не само с отрицателен знак, но при това е и статистически незначим.

В дългосрочен аспект установяваме, че между brutния вътрешен продукт и износа,

представени по постоянни цени, когато не се отчита влиянието на тренда, е налице двупосочна причинност (каузалност). Увеличението на износа с един процент определя нарастване в brutния вътрешен продукт средно за тримесечие през изследвания период с 0,973 %. От своя страна, икономическият растеж обуславя увеличаване в производството, предназначено за износ, средно с 1,239 %. С въвеждане на техническия прогрес в модела (тренда) износьт вече е основен фактор за стимулиране на икономическия растеж в България. Еластичността на brutния вътрешен продукт по отношение на износа се оценява между 0,256 и 0,350 %. В резултат от влиянието на промените от технико-технологичен характер brutният вътрешен продукт нараства средно с 0,8-1,0 % за тримесечие, което за година представлява около 3,2-4 % растеж.

От друга страна, когато brutният вътрешен продукт и износьт се представят чрез дефлиране с индексите на потребителските цени, икономическият растеж е определящ фактор за стимулиране на износа. На увеличение в brutния вътрешен продукт с 1 % съ-

Таблица 6. Оценки на коинтеграционните вектори в различните модели

Комбинации от променливи	ARDL (AIC)	ARDL (BIC)	const	time	y1	y2	x1	x2
y1 x1	5,3		-5,042		1		1,833	
y1 x1		5,0	1,114		1		0,973	
y1 x1, time	5,3		6,619	0,010	1		0,256	
y1 x1, time		5,0	5,874	0,008	1		0,350	
x1 y1	8,8		-2,819		1,239		1	
x2 y2		1,2	-0,426			1,073		1
x2 y2, time	9,6		37,722	0,094		-7,694		1

Забележка: AIC е информационният критерий на Акайке, с който се установяват лаговите поряждци при всяка променлива в тестваните комбинации; BIC – информационният критерий на Шварц. С наклонен шрифт са отбелязани оценките, които са статистически значими при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмнен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмнен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$.

ответства увеличение на износа с 1,073 %. За да определим дали дългосрочните отношения между променливите в комбинациите, за които се установиха коинтеграционни уравнения, се запазват и в краткосрочен аспект, е необходимо да изпълним следващия етап

Таблица 7. Модели с коригиране на грешката в комбинациите без отчитане влиянието на тренда

Факторни променливи	y1 x1 (5,3)	y1 x1 (5,0)	x1 y1 (8,8)	x2 y2 (1,2)
const	-0,085	0,081	-2,053	-0,133
$\Delta y1_t$			2,228	
$\Delta y1_{t-1}$	-0,332	-0,385	1,273	
$\Delta y1_{t-2}$	-0,348	-0,374	0,938	
$\Delta y1_{t-3}$	-0,207	-0,222	2,162	
$\Delta y1_{t-4}$	-0,243	-0,219	0,942	
$\Delta y1_{t-5}$			-0,018	
$\Delta y1_{t-6}$			-0,045	
$\Delta y1_{t-7}$			0,834	
$\Delta y2_t$				1,259
$\Delta y2_{t-1}$				-0,177
$\Delta x1_t$	0,055	0,071		
$\Delta x1_{t-1}$	0,014		0,374	
$\Delta x1_{t-2}$	0,095		0,249	
$\Delta x1_{t-3}$			0,193	
$\Delta x1_{t-4}$			0,190	
$\Delta x1_{t-5}$			-0,069	
$\Delta x1_{t-6}$			0,232	
$\Delta x1_{t-7}$			0,264	
EC_{t-1}	-0,017	-0,073	-0,728	-0,312
Кориг. R ²	0,834	0,813	0,569	0,970
F-критерий	29,97	34,32	4,60	511,32
DW	1,890	1,835	2,041	2,028
$\chi^2_{\text{AC}}(4)$	2,587	0,707	4,486	6,019
$\chi^2_{\text{FF}}(1)$	5,217	3,087	0,789	1,073
$\chi^2_{\text{N}}(2)$	2,048	4,548	0,785	0,543
$\chi^2_{\text{H}}(1)$	0,078	0,561	1,684	0,647

Забележка: EC_{t-1} е оценката на грешката на корекцията; $\chi^2_{\text{AC}}(4)$, $\chi^2_{\text{FF}}(1)$, $\chi^2_{\text{N}}(2)$ и $\chi^2_{\text{H}}(1)$ – критериите за проверка съответно на серийната корелация от четвърти порядък, на адекватността на функционалната форма, на нормалността в разпределението на случайните отклонения и на хомоскедастичността.

С наклонен шрифт са отбелязани оценките, които са статистически значими при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмнен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмнен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$.

Таблица 8. Модели с коригиране на грешката в комбинациите с отчитане влиянието на тренда

Факторни променливи	$y_1 x_1, \text{time}$ (5,3)	$y_1 x_1, \text{time}$ (5,0)	$x_2 y_2, \text{time}$ (9,6)
const	1,142	1,156	3,476
$\Delta y_{1,t-1}$	-0,254	-0,326	
$\Delta y_{1,t-2}$	-0,199	-0,334	
$\Delta y_{1,t-3}$	-0,257	-0,219	
$\Delta y_{1,t-4}$	0,042	-0,232	
$\Delta y_{2,t}$			1,204
$\Delta y_{2,t-1}$			1,605
$\Delta y_{2,t-2}$			0,848
$\Delta y_{2,t-3}$			0,799
$\Delta y_{2,t-4}$			1,118
$\Delta y_{2,t-5}$			-0,296
$\Delta x_{1,t}$	0,042	0,069	
$\Delta x_{1,t-1}$	-0,008		
$\Delta x_{1,t-2}$	0,059		
$\Delta x_{2,t-1}$			-0,073
$\Delta x_{2,t-2}$			-0,165
$\Delta x_{2,t-3}$			-0,017
$\Delta x_{2,t-4}$			-0,364
$\Delta x_{2,t-5}$			-0,156
$\Delta x_{2,t-6}$			-0,088
$\Delta x_{2,t-7}$			0,090
$\Delta x_{2,t-8}$			-0,069
time	0,0018	0,0017	0,0087
EC_{t-1}	-0,172	-0,197	-0,092
Кориг. R^2	0,854	0,833	0,755
F-критериум	31,00	33,81	9,14
DW	2,027	2,039	1,856
$\chi_{AC}^2(4)$	5,869	3,540	10,883
$\chi_{FF}^2(1)$	0,400	1,486	1,898
$\chi_N^2(2)$	10,960	2,131	0,926
$\chi_H^2(1)$	0,106	0,557	3,233

Забележка: EC_{t-1} е оценката на грешката на корекцията; $\chi_{AC}^2(4)$, $\chi_{FF}^2(1)$, $\chi_N^2(2)$ и $\chi_H^2(1)$ – критериите за проверка съответно на серийната корелация от четвърти порядък, на адекватността на функционалната форма, на нормалността в разпределението на случайните отклонения и на хомоскедастичността. С наклонен шрифт са отбелязани оценките, които са статистически значими при равнище на значимост $\alpha = 0,1$, с **потъмен наклонен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, и с **потъмен шрифт** – значимите оценки при равнище на значимост $\alpha = 0,01$.

от стратегията в прилагането на bounds testing подхода – оценка на моделите с коригиране на грешките.

Модели с коригиране на грешката

Резултатите с оценките, характеризиращи краткосрочните зависимости без отчитане влиянието на тренда, са представени в таблица 7, а тези, получени с включването на тренда – в таблица 8. Нека разгледаме резултатите, представени в таблица 7. Оценките на грешките, с които се коригира равновесното състояние между показателите, формиращи коинтеграционни отношения, са отрицателни и по абсолютна стойност са по-малки от единица. Единствената комбинация със статистически незначим коефициент пред грешката на корекцията е $y_1|x_1$, в която оптималният лагов порядък е определен с критерия на Акайке. Доказателство за неправилната спецификация при тази комбинация е и статистическата значимост на оценката на χ^2 -критерия, с който се проверява адекватността на функционалната форма. Моделите, представени с останалите три комбинации, са адекватно специфицирани и обясняват между 57 % и 97 % от вариацията в резултативния показател. В тях отсъства серийна корелация, случайният компонент е с нормално разпределение и с постоянна дисперсия (т.е. налице е хомоскедастичност).

В трите комбинации с тренд, за които се установи валидността на коинтеграционните отношения между променливите (вж. таблица 8), коефициентите пред грешката са отрицателни по знак, но в комбинацията $x_2|y_2$ оценката е статистически незначима при $\alpha = 0,05$. В допълнение, с диагностичните критерии се установява, че в остатъчните елементи е налице серийна корелация. По отношение на останалите две комбинации

резултатите отново потвърждават валидността на комбинацията $y_1|x_1$, при която оптималният лагов порядък е определен с критерия на Шварц. При използване на величина за закъснението в реакцията, определена с информационния критерий на Акайке, са нарушени изискванията за нормално разпределение на остатъчните елементи.

Обобщавайки получените в настоящото изследване резултати, установяваме, че коинтеграционни отношения са налице в три комбинации без отчитане влиянието на линейния тренд и само в една, когато се включва трендът. Оказва се, че когато брутният вътрешен продукт и износет се представят по съпоставими цени и не се отчита влиянието на тренда, между тях съществуват двупосочни каузални зависимости. С включването на тренда в модела валидна е хипотезата за водещата роля на износа. Ако двата показателя се представят чрез дефлирането им с индекса на потребителските цени, темпът на икономическия растеж обуславя темпа на нарастване на износа.

Заклучение

В проведеното емпирично изследване с помощта на ARDL коинтеграционния подход и моделирането на корекцията на грешката се анализира валидността и посоката на каузалните зависимости между брутният вътрешен продукт, с който се характеризира икономическият растеж, и износа. При оценката на тези зависимости показателите се представят по два начина – изчислени по постоянни цени от 2000 г. и чрез дефлиране с индекса на потребителските цени, изчислен при база съответното тримесечие на 2000 г.

Резултатите показват, че когато показателите се представят по съпоставими цени и

не се отчита влиянието на тренда, между тях съществуват както дългосрочни, така и краткосрочни двупосочни каузални зависимости. Стабилният икономически растеж създава благоприятна среда за стимулиране на производството, предназначено за износ. Износьт от своя страна, по силата на обратната връзка, е причина за непрекъснатото увеличаване на брутния вътрешен продукт, което е определящ фактор за икономически растеж. Като цяло балансьт на нарушеното равновесие между брутния вътрешен продукт и износа се възстановява доста по-бързо, когато износьт се използва като резултативен показател. Средно за тримесечие от изследвания период се възстановяват около 73 % от нарушеното равновесие. Доста по-бавно се осъществяват коригиращите механизми, когато брутния вътрешен продукт се използва като резултативен показател. В този случай за възстановяване на равновесието са необходими около три години и половина.

С отчитане влиянието на временния тренд посоката на въздействие е от износа към икономическия растеж. Под влияние на технологичните промени в България през изследвания период се наблюдава увеличение на брутния вътрешен продукт с около 0,8 % за тримесечие. В краткосрочен период нарушеното равновесие между износа и икономическия растеж се възстановява за около година и едно тримесечие.

При изразяване на реалните показатели чрез индекса на потребителските цени посоката на зависимостта се обръща, като данните не потвърждават включването на линеен тренд в модела. В краткосрочен период с най-съществено влияние върху износа се оказва размерът на брутния вътрешен продукт със закъснение от едно тримесечие. За възстановяване на равновесието между двете променливи са необходими около девет месеца.

Литература

1. Статев, Ст., Финансова дълбочинност и икономически растеж, Известия на Икономически университет – Варна, бр. 2, 2008, с. 3-29.
2. Akaike, H., A new look at the statistical model identification, IEEE Transactions on Automatic Control, AC-19, 1974, pp. 716-23.
3. Bahmani-Oskooee, M., J. Alse, Export growth and economic growth: an application of cointegration and error correction modeling, The Journal of Developing Areas, 27, 1993, pp. 535-542.
4. Bahmani-Oskooee, M., C. Economidou, Export led growth vs. growth led export: LDCs experience, Journal of Developing Areas, Volume 42, Number 2, 2009, pp. 179-209.
5. Bahmani-Oskooee, M., M. Oyolola, Export growth and output growth: an application of bounds testing approach. Journal of Economics and Finance, volume 34, Number 1, 2007, pp. 1-11.
6. Balassa, B., Exports and economic growth: further evidence, Journal of Development Economics, 5, 1978, pp. 181-189.
7. Chow, P., Causality between export growth and industrial development: empirical evidence from the NICs, Journal of Development Economics, 26, 1987, pp. 55-63.
8. Dickey, D., W. Fuller, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, Journal of American Statistical Association, 74, 1979, pp. 427-431.
9. Dickey, D., S. Pantula, Determining the order of differencing in autoregressive processes, Journal of Business and Economic Statistics, 5, 1987, pp. 455-461.

10. Dodaro, S., Exports and growth: a reconsideration of causality, *Journal of Developing Areas*, 27, 1993, pp. 227-244.
11. Elliot, G., T. Rothenberg, J. Stock, Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 1996, pp. 813-836.
12. Engle, R., C. Granger, Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-76.
13. Feder, G., On exports and economic growth, *Journal of Development Economics*, 12, 1983, pp. 59-73.
14. Granger, C., Investigating causal relationships by econometric models: cross spectral methods, *Econometrica*, 37, 1969, pp. 424-38.
15. Johansen, S., Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231-254;
16. Johansen, S., Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1991, pp. 1551-1580.
17. Jung, S, P. Marshall, Exports, growth and causality in developing countries, *Journal of Development Economics*, 18, 1985, pp. 1-12.
18. Kravis, I., Trade as a handmaiden of growth: similarities between the Nineteenth and Twentieth centuries, *Economic Journal*, 80, 1970, pp. 850-870.
19. Krueger, A., Foreign trade regimes and economic development liberalization attempts and consequences. Cambridge, MA: Ballinger, 1978.
20. Kugler, P., J. Dridi, Growth and exports in LDCs: a multivariate time series study, *International Review of Economics and Business*, 40, 1993, pp. 759-767.
21. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 1992, pp. 159-78.
22. Ng S., P. Perron, Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of American Statistical Association*, 90, 1995, pp. 268-281.
23. Pesaran, M., Y. Shin, R. Smith, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 2001, pp. 289-326.
24. Ram, R., Exports and economic growth in developing countries: evidence from time-series and cross-section data, *Economic Development and Cultural Change*, 36, 1987, pp. 51-72.
25. Schwarz, G., Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, 6, 1978, pp. 461-64.
26. Sengupta, J., Growth in NICs in Asia: some tests of new growth theory, *Journal of Development Studies*, 29, 1993, pp. 342-357.
27. Sims, C., Money, income and causality, *American Economic Review*, 62, 1972, pp. 540-552.
28. Van Den Berg, H., J. Schmidt, Foreign trade and economic growth: time series evidence from Latin America, *Journal of International Trade and Economic Development*, 3, 1994, pp. 249-268. **WA**