

## БИСПЕКТРАЛЕН АНАЛИЗ НА ВЛИЯНИЕТО НА ПРЕКИТЕ ЧУЖДЕСТРАННИ ИНВЕСТИЦИИ, РАВНИЩЕТО НА БЕЗРАБОТИЦА И ПАРИЧЕН АГРЕГАТ M2 ВЪРХУ ЦИКЛИЧНОСТТА НА КРАЙНОТО ПОТРЕБЛЕНИЕ НА ДОМАКИНСТВОТА

*Георги Червенски\**

### **Въведение**

Развитието на всяка национална икономика, включително и тази на България, е подложено на спадове и подеми с различна продължителност. Тези колебания са известни като икономически цикъл. Изследването и анализирането на природата на това явление биха рефлектирвали върху възможностите на държавите да предотвратяват кризите още в ранен етап. Разработването на превантивни мерки от страна на правителствата за справяне с проблемите, генерирани от цикличното развитие на икономиката, би имало положителен ефект върху благосъстоянието на цялото население.

Най-силно засегнати от нестабилната икономическа среда са домакинствата. Крайното потребление на домакинствата се определя от настъпилите структурни промени в пазара на труда, загубата на работни места и безработицата, които се отразяват върху икономическия растеж. В него структуроопределящо значение има крайното потребление на домакинствата (Доклад на Световната банка, 2012).

Обект на изследването е крайното потребление на домакинствата, а предмет - цикличността в него.

Научната цел на статията е изследване с биспектрален анализ на влиянието на преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат M2 върху цикличността на крайното потребление на домакинствата.

Изследователските хипотези, които трябва да се проверят, са: първо, че са налице статистически значими циклични компоненти в динамичните редове, които се проучват, и второ, че цикличността на крайното потребление на домакинствата зависи от изменението на преките чуждестранни инвестиции, от равнището на безработица и от промените в паричен агрегат M2.

\* Асистент, катедра „Статистика”, Икономически университет - Варна;  
e-mail: georgich@ue-varna.bg.

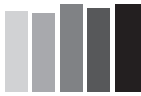
## 1. Тенденции на развитие на крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2

Крайното потребление на домакинствата включва покупки на стоки от търговската мрежа на дребно, покупка на услуги (електроенергия, водоснабдяване, топлоенергия, транспортни и съобщителни услуги, жилищни наеми, образователни услуги, здравни услуги и др.), стоки, произведени от домакинствата за собствено крайно потребление, доходи в натура и условно начислена рента на жилища, обитавани от собствениците им (Радилов, 2013). То се изчислява в съответствие с т.нар. национална концепция. Включва потреблението на резиденти в чужбина и изключва потреблението на нерезиденти в страната. Крайното потребление на домакинствата има структуроопределящо значение в БВП. Неговият относителен дял нараства от 64.97% през 1998 г. на 68.82% през 2007 г., след което се наблюдава спад през 2012 г. с 4.69 пункта (табл. 1). Крайното потребление на домакинствата се изменя със среден темп, по-нисък от средния темп на изменение на БВП.

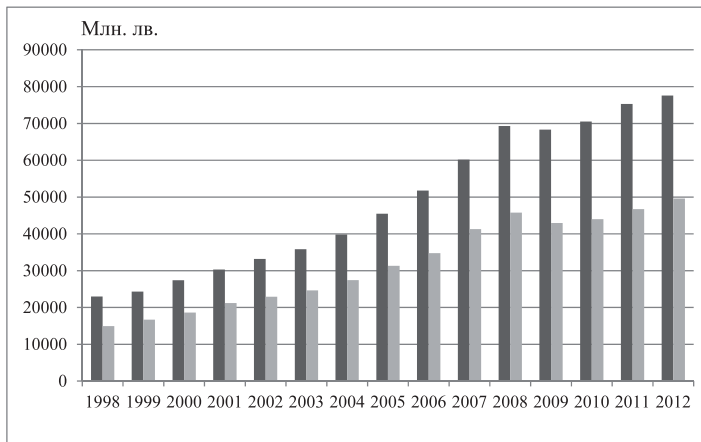
### 1. Брутен вътрешен продукт, крайно потребление на домакинствата и изследвани макропоказатели

№	Показатели	1998	2004	2007	2012	Индекс - 2012 в % към 1998	Среден темп на изменение - %
1	БВП по текущи цени - млн. лв.	22992	39824	60185	77582	337.44	109.08
2	Крайно потребление на домакинствата						
	Милиони левове	14937	27425	41301	49595	332.03	108.95
	Относителен дял от БВП - %	64.97	68.87	68.62	63.93	x	x
3	Средногодишно равнище на безработицата - %	12.2	12.67	7.75	11.09	x	x
4	Преки чуждестранни инвестиции - млн. евро	605.1	2735.9	9051.8	1480.5	244.67	106.60
5	Паричен агрегат М2 - млн. лв.	8847.84	18881.87	30879.76	40756.85	460.64	111.53

Нарастването на безработицата е следствие от закриването на работни места. С това се увеличава обемът на непроизведения БВП. Това е една от основните причини за спадане на крайното потребление на стоки и услуги на домакинствата.

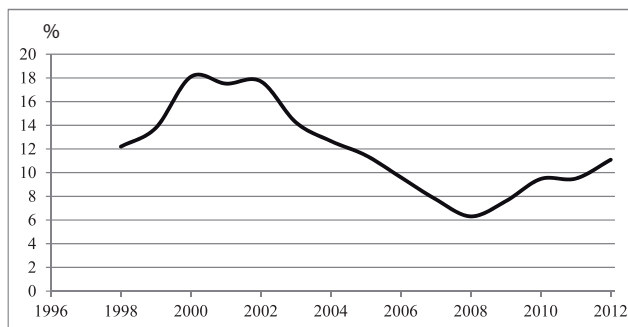


**Фиг. 1. Брутен вътрешен продукт и крайно потребление на домакинствата за периода 1998 - 2012 г. по текущи цени**



Средногодишното равнище на безработицата намалява от 12.2% през 1998 г. на 7.75% през 2007 г., в резултат на което нараства крайното потребление на домакинствата с 3.65 пункта през 2007 година. След този период средногодишното равнище на безработица нараства през 2012 г. на 11.09% и крайното потребление на домакинствата спада с 4.69 пункта. Най-високо равнище на безработица е регистрирано през 2000 г., когато достига 18.1%, а най-ниско - през 2008 г. - 6.31% (фиг. 2).

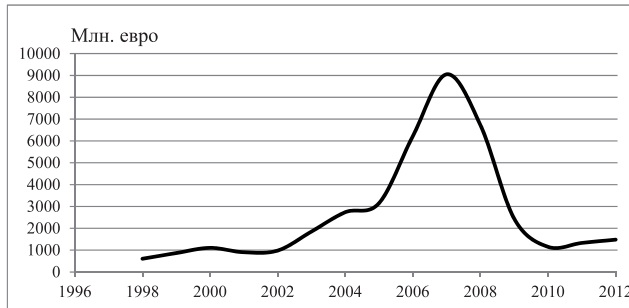
**Фиг. 2. Динамика на средногодишното равнище на безработица за периода 1998 - 2012 година**



Преките чуждестранни инвестиции оказват стимулиращ ефект върху българската икономика. Развитието им е силно зависимо от интереса на чуждестранните инвеститори. Една от основните задачи пред

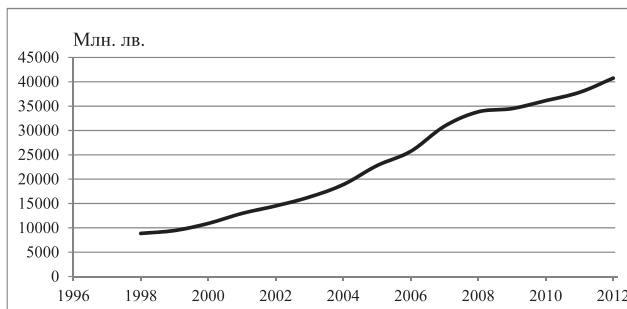
държавното управление е да създава условия за привличане на преки чуждестранни инвестиции с различни финансови и данъчни облекчения.

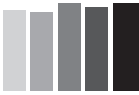
**Фиг. 3. Динамика на преките чуждестранни инвестиции в България за периода 1998 - 2012 година**



На фиг. 3 е представена динамиката на преките чуждестранни инвестиции в България. За периода 1998 - 2007 г. тяхната стойност нараства. Най-високата им стойност е в размер на 9 051.8 млн. евро през 2007 г., а през 2012 г. размерът им намалява на 1 480.5 млн. лв., което е свързано и с най-ниския относителен дял на крайното потребление на домакинствата спрямо брутния вътрешен продукт през 2012 година. Периодът 2008 - 2012 г. е свързан със спад в стойността на преките чуждестранни инвестиции в България. Причината е въздействието на световната икономическа криза, довела до несигурност в активността на инвеститорите и намаляване на склонността им за инвестиране в слаборазвити и високорискови икономики.

**Фиг. 4. Динамика на паричен агрегат M2 за периода 1998 - 2012 г. (дефлиран с хармонизирания индекс на потребителските цени)**





Паричен агрегат М2 включва в състава си парите извън парично-финансовите институции и овърнайт депозитите плюс квазипарите (Парична статистика, 2014). Първите два компонента са най-бързо ликвидните финансови активи, тяхното предназначение е за незабавно разплащане без ограничения и санкции от страна на домакинствата. Динамиката на паричен агрегат М2 е представена на фиг. 4. Интересно е да се отбележи, че намаляването на крайното потребление на домакинствата в периода 2007 - 2012 г. е допринесло за увеличаването на паричен агрегат М2 с 9 877.09 млн. лева.

Изследването на статистическата значимост на цикличността в крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и в паричен агрегат М2 извършваме с подхода, предложен от доц. Л. Иванов (2004). За нуждите на изследването са събрани числени данни за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2 за периода 1998 - 2012 година.

## **2. Проверка за стационарност на динамичните редове за крайното потребление на домакинствата, равнището на безработица, преките чуждестранни инвестиции и паричен агрегат М2**

Проверката обхваща следните етапи:

- Данните за крайното потребление на домакинствата като елемент от БВП са събрани по съпоставими цени на 2005 г. и по тримесечия.
- Данните за преките чуждестранни инвестиции са събрани по тримесечия и са приведени в съпоставим вид чрез дефлиране с ХИПЦ<sup>1</sup>.
- Данните за равнището на безработицата са месечни. За да се превърнат в тримесечни, е използвана следната формула (Статев, 2009):

$$Q = \left(\frac{M_0}{2} + M_1 + M_2 + M_3/2\right)/3. \quad (1)$$

- Данните за паричен агрегат М2 също са събрани по месеци и чрез посочената формула са трансформирани в тримесечни. Приведени са в съпоставим вид чрез дефлиране с ХИПЦ.

<sup>1</sup> Хармонизиран индекс на потребителските цени - с него се измерва инфлацията в Европейския съюз. Изчислява се по единна хармонизирана методология. Различава се от индекса на потребителските цени по обхвата на домакинствата и различните подходи за конструиране на теглата. Те се определят по данни от националните сметки (бел. авт.).

Проверката за стационарност в динамичните редове е проведена чрез софтуерния продукт Eviews 7. Използван е тестът за проверка за единичен корен, разработен от Дики - Фулър и Филипс - Перон. Формулира се нулевата хипотеза, която гласи, че изследваният динамичен ред е нестационарен. Алтернативната хипотеза гласи, че изследваният динамичен ред е стационарен. Резултатите за граничното равнище на значимост от проведените тестове за единичен корен са дадени в табл. 2.

## 2. Резултати от проведените тестове за стационарност в изследваните показатели

Показатели	Дики - Фулър			Филипс - Перон			Заключение
	с кон- станта	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	с кон- станта	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	0.75	0.91	0.96	0.17	0.00	0.98	Нестационарен
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	0.47	0.86	0.25	0.15	0.47	0.11	Нестационарен
Равнище на безработицата - %	0.12	0.63	0.39	0.69	0.86	0.42	Нестационарен
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	0.99	0.65	0.99	0.98	0.58	0.99	Нестационарен

Вземането на решение за приемане или отхвърляне на нулевата хипотеза се осъществява чрез сравняване на предварително възприето еталонно равнище на значимост  $\alpha = 0.05$  и изчисленото въз основа на данните гранично равнище на значимост (Хаджиев, В. и др., 2009). Тъй като граничното равнище на значимост е по-голямо от предварително възприетото еталонно равнище на значимост, приемаме нулевата хипотеза, от която следва, че в изследваните динамични редове е налице единичен корен (редовете са нестационарни).

След проверката на тестовете за стационарност в изследваните динамични редове, съставени от числени данни за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат M2 за периода 1998 - 2012 г., се установи, че те са нестационарни.



Наличието на единичен корен (редовете са нестационарни) означава, че в изследваните динамични редове има тенденция на развитие, която трябва да се премахне. Отстраняването се извършва по метода на последователните разлики (Величкова, 1981), след което редовете отново се тестват за стационарност чрез теста за единичен корен. Резултатите са дадени в табл. 3.

### 3. Резултати от проведените тестове за стационарност в изследваните показатели (първи последователни разлики)

Показатели	Дики - Фулър			Филипс - Перон			Заключение
	с кон- станта	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	с кон- стан- та	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	<b>0.00</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен
Равнище на безработицата - %	0.11	0.72	<b>0.01</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	0.28	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен

В табл. 3 с по-тъмен шрифт (bold) са отбелязани стойностите, при които се отхвърля нулевата хипотеза при  $\alpha = 0.05$ .

Проверката за стационарност на първите последователни разлики, получени при трансформирането на изходните динамични редове, показва, че всички изследвани редове не съдържат единичен корен (стационарни).

### 3. Проверка за наличие на сезонност в изследваните динамични редове с отстранена тенденция на развитие

Проверката за наличие на сезонен компонент в числените данни за изследваните динамични редове за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат M2 се „основава на идеите на Бокс и Пиърс за значимостта на автокорелационните коефициенти, но се използват само сезонните лагове” (1970).

Автокорелационните коефициенти, които ще използваме, ще бъдат с лаг 4, 8 и 12 поради факта, че работим с тримесечни данни. Формулата, по която се изчислява величината „S”, е:

$$S = r_4^2(N - 5) + r_8^2(N - 9) + r_{12}^2(N - 13). \quad (2)$$

Резултатите са поместени в табл. 4.

#### 4. Резултати от проведената проверка за наличие на сезонен компонент в изследваните показатели

Показатели	Автокорелационен коефициент				Сезонен компонент
	$r_4$	$r_8$	$r_{12}$	$S$	
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	0.8	0.67	0.59	<b>71.58</b>	Да
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	0.41	0.38	0.27	<b>55.78</b>	Да
Равнище на безработицата - %	0.47	0.44	0.33	<b>64.84</b>	Да
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	0.07	0.16	0.21	<b>20.08</b>	Да

В табл. 4 с по-тъмен шрифт (bold) са отбелязани стойностите, при които се отхвърля нулевата хипотеза при  $\alpha = 0.05$ .

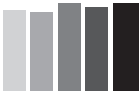
Получените емпирични стойности за  $S$  (табл. 4) се сравняват с теоретичната им характеристика. Теоретичната им характеристика е извлечена от разпределението със степени на свобода, равни на 3, и риск за грешка 5%. Тя е равна на 7.815. Всички емпирични характеристики за  $S$  са по-малки от теоретичната им характеристика. От това следва, че в тях има сезонен компонент.

За да отстраним сезонния компонент от статистическите редове, е приложен вграденият в Eviews 7 метод TRAMO/SEATS. С него се изчиства сезонният компонент в изследваните динамични редове с отстранена тенденция на развитие.

#### 4. Проверка за статистически значими циклични компоненти в изследваните динамични редове с отстранен тренд и сезонност

Проверката за наличие на статистически значим цикличен компонент се основава на статистическия тест, разработен от Бокс и Пиърс (1970). Значимостта на цикличния компонент според доц. Л. Иванов





можем да проверим чрез следната статистическа хипотеза: 1) нулевата хипотеза гласи, че динамичният ред не съдържа статистически значим цикличен компонент и 2) алтернативната хипотеза гласи, че динамичният ред, който се проверява, съдържа статистически значим цикличен компонент. Според доц. Л. Иванов „ако в коригирания динамичен ред за тенденцията и сезонността се открие автокорелация, тя е резултат от наличието на цикличен компонент. Статистически значимата автокорелация означава статистически значим цикличен компонент” (2004).

Изчислената тестова характеристика за проверка на статистическата хипотеза е:

$$Q_k = N(N + 2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{N-j}, \quad (3)$$

където:

$N$  - брой наблюдения;

$k$  - максималният порядък, до който се изследва автокорелационната функция;

$r_j$  - автокорелационен коефициент от порядък  $j$ .

Емпиричната стойност на  $Q_k$  има  $\chi^2$  разпределение с  $k$  степени на свобода. Ако тя е по-голяма от теоретичната стойност, нулевата хипотеза може да се отхвърли при предварително подбран риск за грешка  $\alpha = 0.05$ .

Получените резултати за  $Q_k$  са поместени в табл. 5. Приема се, че автокорелационните коефициенти, с които работим, са от втори порядък (Иванов, 2004).

### 5. Резултати от проведената проверка за наличие на цикличен компонент в изследваните показатели

Показатели	$Q_k$	Циклически компонент
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	<b>336.3</b>	<b>Значим</b>
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	<b>53.8</b>	<b>Значим</b>
Равнище на безработицата - %	<b>60.5</b>	<b>Значим</b>
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	2.3	Незначим

В табл. 5 с по-тъмен шрифт (bold) са отбелязани статистически значимите циклически компоненти.

При равнище на значимост  $\alpha = 0.05$  в  $\chi^2$  разпределението критичната стойност за  $Q_k$  е 9.21. Тъй като емпиричните стойности на  $Q_k$  за

крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции и равнището на безработица са по-големи от критичната им стойност, приемаме алтернативната хипотеза за статистическата значимост на цикличните компоненти в тези динамични редове. При паричен агрегат М2 емпиричната стойност на  $Q_k$  е по-малка от теоретичната, оттук следва, че цикличният компонент е статистически незначим.

Статистическата значимост на цикличните компоненти в динамичните редове за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции и равнището на безработица са статистически значими. Те са основата за биспектралния анализ.

### **5. Биспектрален анализ на цикличността на крайното потребление на домакинствата под влияние на преките чуждестранни инвестиции и равнището на безработица**

Биспектралният анализ (кроспектрален анализ) е обобщение на спектралния анализ при двумерен случай. Използва се, когато изучаваме зависимостите между динамичните редове чрез разлагането на тяхната вариация по честоти (Гренджер, Хатанака, 1972). Спектралните плътности  $f_{X(\omega)}$  и  $f_{Y(\omega)}$  на процесите  $\{X_t\}$  и  $\{Y_t\}$  се представят с функцията  $C_{r(\omega)}$ . Тя има следния вид:

$$C_{r(\omega)} = c_{\omega} + iq_{(\omega)}. \quad (4)$$

Тя се нарича кроспектър на процесите  $\{X_t\}$  и  $\{Y_t\}$ . Функцията  $c_{\omega}$  е прието да се нарича коспектър,  $q_{(\omega)}$  - квадратен спектър. Тези функции се подчиняват на неравенството за кохерентност:

$$c^2(\omega) + q^2(\omega) \leq f_x(\omega)f_y(\omega). \quad (5)$$

Показателят за корелация между честотните компоненти на двата процеса  $\{X_t\}$  и  $\{Y_t\}$  се нарича кохерентност на честотата  $\omega$ . Изчислява се по формулата:

$$C_{(\omega)} = \frac{c^2(\omega) + q^2(\omega)}{f_x(\omega)f_y(\omega)}. \quad (6)$$

Изменя се в границите:

$$0 \leq C_{\omega} \leq 1. \quad (7)$$

Кохерентността  $C_{\omega}$  е аналогична на квадрата на коефициента на корелация между две извадки. Тя се тълкува по аналогичен начин, т.е.



че колкото по-голяма е величината  $C_\omega$ , толкова по-голяма е теснотата на връзката между двете съставлящи (компоненти).

Графиката на функцията  $C_\omega$  за честотата  $\omega$  в интервала

$$0 \leq C_\omega \leq \pi \quad (8)$$

се нарича диаграма на кохерентност. Показателят за фазови измествания между честотните компоненти на двата процеса е:

$$\Psi(\omega) = \arctg\left[\frac{q(\omega)}{c(\omega)}\right]. \quad (9)$$

Графиката на функцията  $\Psi(\omega)$  за честота

$$\omega (0 < \omega < \pi) \quad (10)$$

се нарича фазова диаграма на спектъра.

Биспектралният анализ се извършва при отстранен тренд и сезонен компонент в динамичните редове. Динамичните редове са трансформирани в стационарни и в тях се съдържат само цикличен и случаен компонент.

За зависима променлива ( $Y$ ) е избрано крайното потребление на домакинствата, а за независими променливи ( $X_1$ ) - преките чуждестранни инвестиции, и ( $X_2$ ) - равнището на безработица. Направени са допълнителни кодировки на променливи, както следва: 1) крайното потребление на домакинствата = „dom“; 2) преките чуждестранни инвестиции = „FDI“ и 3) равнището на безработица = „Un“<sup>2</sup>.

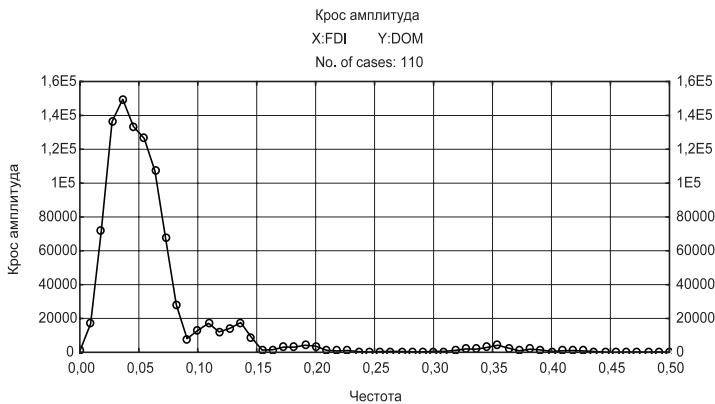
## 6. Резултати от проведения биспектрален анализ на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции

№	Честота	Период	Кросамплитуда	Кохерентен спектър	Фазов спектър
1	0.036364	27.5000	149551.8	0.975238	0.30883
2	0.109091	9.1667	17118.6	0.661664	1.04613
3	0.136364	7.3333	17611.9	0.721954	0.36470
4	0.190909	5.2381	4189.4	0.577393	2.90456

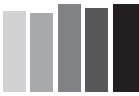
<sup>2</sup> При подготовката за провеждане на биспектрален анализ е използвана вградената функция „Tapering = 15%“ в Statistica 10, чрез което се цели да се ограничи разливането на спектрална плътност между съседни честоти. Използвана е и функцията „Padding“, като са добавени петдесет нули към края на статистическия ред, с което се цели спазване на условието за дължина на изследваните динамични редове (да не бъдат твърде къси, под 100 члена).

Кросамплитудата на цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции показва, че има пресичане на периодичните им компоненти (табл. 6). Това пресичане е за периодичните им компоненти при честоти 0.04; 0.11; 0.14 и 0.19. Те отговарят на следните дължини на цикличните вълни в тримесечия: 28; 9; 7 и 5.

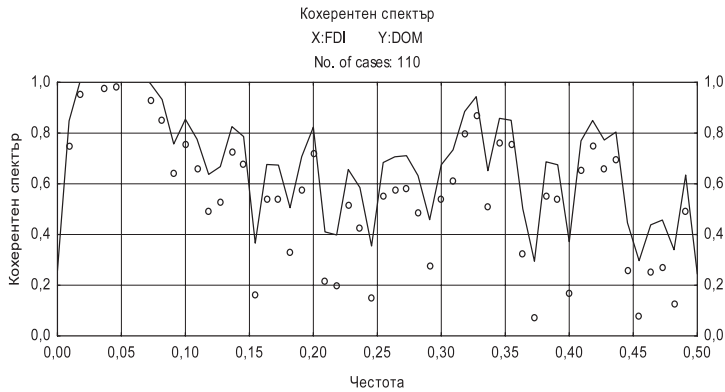
**Фиг. 5. Кросамплитуда на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции**



Кохерентният спектър (фиг. 6) ни дава информация, че най-съществена ковариация между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции се наблюдава при честота 0.04, която отговаря на дължина на вълната 28 тримесечия. Коефициентът на детерминация приема стойност 0.9752 (което се равнява на 97.52%). При честота 0.11, отговаряща на циклична вълна с продължителност 9 тримесечия, коефициентът на детерминация показва, че 66.16% от вариацията в крайното потребление на домакинствата може да бъде обяснено с вариацията в преките чуждестранни инвестиции. При честота 0.14, отговаряща на циклична вълна с дължина 7 тримесечия, коефициентът на детерминация обяснява 72.19% от ковариацията в изследваните показатели. Най-ниска стойност отбелязваме при честота 0.19 с дължина на цикличната вълна 5 тримесечия. При тази честота 57.73% от вариацията в двата изследвани показателя се дължи на взаимодействието помежду им.

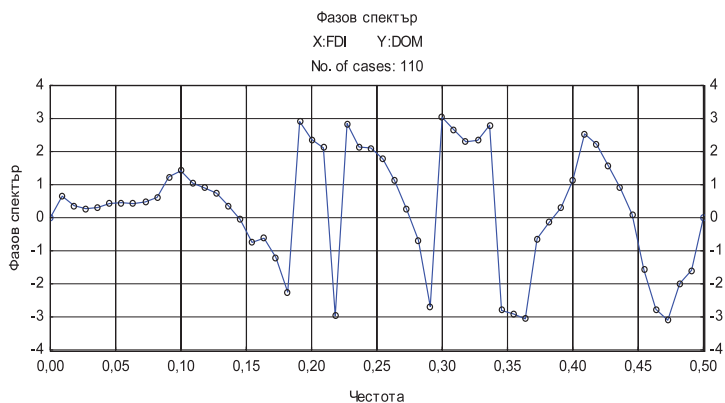


**Фиг. 6. Кохерентен спектър на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции**



Фазовият спектър (фиг. 7) ни дава информация, че първоначално построената хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции се потвърждава при честоти 0.04 и 0.14, които отговарят на дължини на вълните съответно 28 и 7 тримесечия. Тя не се потвърждава при честоти 0.11 и 0.14, които отговарят на дължини на вълните съответно 9 и 5 тримесечия. Това може да се обясни с промяната в структурата на преките чуждестранни инвестиции. През 1999 г. 71% от преките чуждестранни инвестиции се насочват в индустрията, транспорта и съобщенията за разкриване на нови работни места. През 2011 г. само 34% от тях са насочени към разкриване на нови работни места (Тошева, 2011).

**Фиг. 7. Фазов спектър на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции**

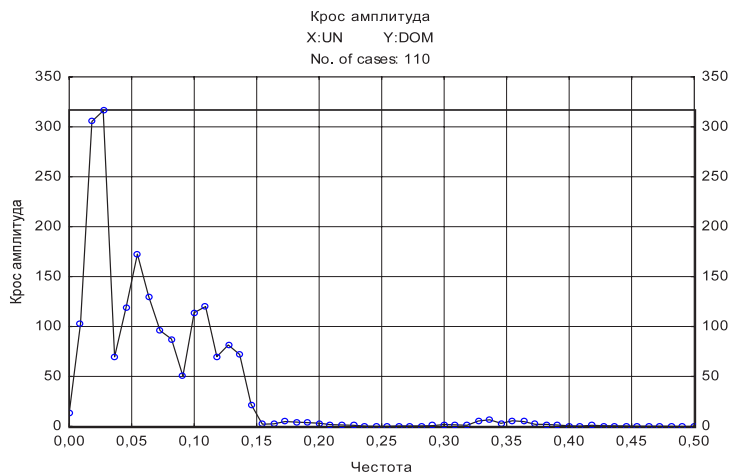


## 7. Резултати от проведения биспектрален анализ на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица

№	Честота	Период	Крос-амплитуда	Кохерентен спектър	Фазов спектър
1	0.027273	36.6667	316.0330	0.577842	-2.92243
2	0.054545	18.3333	172.5511	0.473355	2.70536
3	0.109091	9.1667	119.9733	0.858171	1.74418

Кросамплитудата на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица показва, че има пресичане на периодичните им компоненти (табл. 7). Това пресичане е за периодичните им компоненти при честоти 0.03; 0.05 и 0.11. Те отговарят на следните дължини на вълните в тримесечия: 37; 18 и 9.

**Фиг. 8. Кросамплитуда на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица**

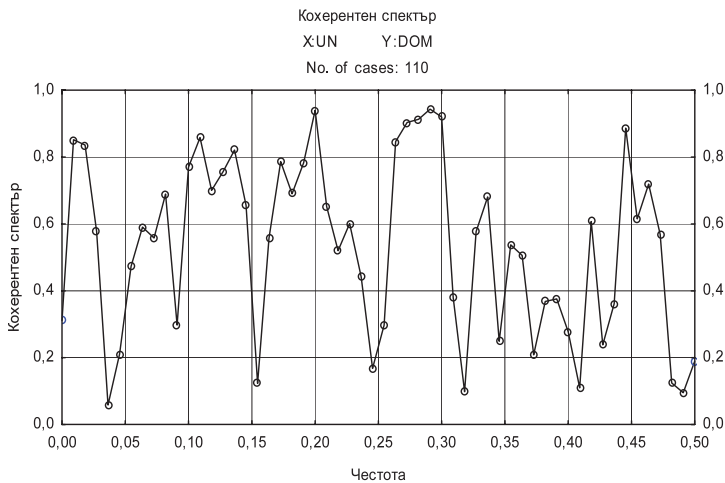


Кохерентният спектър (фиг. 9) ни дава информация, че най-съществена ковариация между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на равнището на безработицата се наблюдава при честота 0.11, отговаряща на циклична вълна с продължителност 9 тримесечия. Коефициентът на детерминация е със стойност



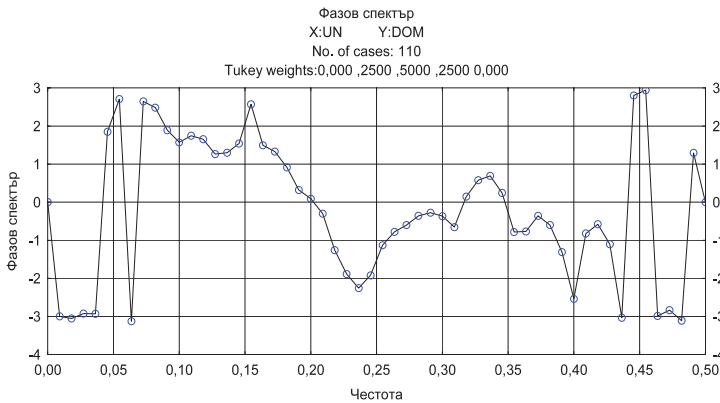
0.8581, или 85.81%. При честота 0.03, отговаряща на циклична вълна с продължителност 37 тримесечия, коефициентът на детерминация показва, че 57.78% от вариацията в крайното потребление на домакинствата може да се обясни с вариацията в равнището на безработица. При честота 0.05, отговаряща на циклична вълна с продължителност 18 тримесечия, отбелязваме най-ниска стойност на коефициента на детерминация, който обяснява 47.33% от ковариацията в изследваните показатели.

**Фиг. 9. Кохерентен спектър на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица**



Фазовият спектър (фиг. 10) ни дава информация, че първоначално построената хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на равнището на безработица се потвърждава при честота 0.03 и дължина на цикличната вълна 37 тримесечия. При честоти 0.05 и 0.11, които отговарят на периоди с дължина 18 и 9 тримесечия, предварително построената хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление и цикличността на равнището на безработица не се потвърждава. Това се обяснява със забавеното влияние на цикличността на средногодишното равнище на безработицата спрямо цикличността на крайното потребление на домакинствата.

**Фиг. 10. Фазов спектър на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица**



Биспектралният анализ на зависимостите между цикличността на крайното потребление на домакинствата, цикличността на преките чуждестранни инвестиции и цикличността на равнището на безработица е първа стъпка към изследване и на други фактори, които оказват влияние върху нея.

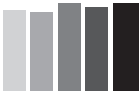
### Заклучение

Направените анализи и експерименти позволяват да се направят следните изводи:

- Предложена е примерна методика за извършване на биспектрален анализ с предварителни проверки за стационарност, за сезонност и за статистическа значимост на цикличните компоненти в динамичните редове за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2. Проверката на хипотезите се потвърждава само за цикличността на крайното потребление на домакинствата с цикличността на преките чуждестранни инвестиции и с цикличността на равнището на безработица.

- Анализът на кросамплитудата на цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции показва, че има пресичане на цикличните им компоненти при честоти 0,04; 0,11; 0,14 и 0,19. Те отговарят на следните дължини на цикличните вълни в тримесечия: 28; 9; 7 и 5. Кохерентният спектър





ни дава информация, че най-съществената ковариация между тях е при честота 0.04 с дължина на цикличната вълна 28 тримесечия. Коефициентът на детерминация приема стойност 0.9752 (което се равнява на 97.52%). Фазовият спектър показва, че предварително формулираната хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции се потвърждава при честоти 0.04 и 0.14, които отговарят на дължини на вълните съответно 28 и 7 тримесечия.

- Анализът на кросамплитудата на цикличността на крайното потребление на домакинствата и на цикличността на равнището на безработица показва, че има пресичане на периодичните им компоненти при честоти 0.03; 0.05 и 0.11, които отговарят на цикличните дължини на вълните в тримесечия: 37, 18 и 9. Кохерентният спектър показва, че най-съществена е ковариацията при честота 0.11, отговаряща на дължина на цикличната вълна 9 тримесечия. Коефициентът на детерминация е със стойност 0.8581 (или 85.81%). Фазовият спектър показва, че предварително формулираната хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на равнището на безработица се потвърждава при честота 0.03 с дължина на цикличната вълна 37 тримесечия.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**България: Благосъстоянието на домакинствата по време на рецесията през 2010 година и периода на възстановяване (2012).** Доклад на Световната банка, отдел „Човешко развитие”, регион Европа и Централна Азия, Световна банка, февруари 2012, с. 101.

**Величкова, Н.** (1981). Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономическите явления. Наука и изкуство, С., с. 290 - 299.

**Гренджер, К. и М. Хатанака** (1972). Спектральный анализ временных рядов в экономике, М., Статистика, с. 82 - 86.

**Иванов, Л.** (2004). Анализ на статистическата значимост на цикличните компоненти в динамичните редове (приложни аспекти). Изд. „Народностопански архив“, Свищов, с. 18 - 26.

**Парична статистика** (2014). Българска народна банка, Общи методологически бележки, с. 47.

**Радилов, Д.** (2013). Икономическа статистика. Изд. „Наука и икономика”, Икономически университет - Варна, с. 455.

**Статев, Ст.** (2009). Финансово развитие и икономически растеж (пътят на България 1991 - 2006). Унив. изд. „Стопанство“, С., с. 103.

**Тошева, Ек.** (2011). Статистическо изследване на преките чуждестранни инвестиции в България за периода 1999 - 2011 г. Издателски комплекс на УНСС, С., с. 57.

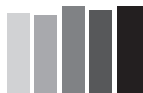
**Хаджиев, В. и др.** (2009). Статистически и иконометричен софтуер. Изд. „Наука и икономика”, Икономически университет - Варна, с. 70.

**Box, G. E. P. and D. A. Pierce** (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models, Journal of the American Statistical Association, 65, pp. 1509 - 1526.

**[http://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/GDP\\_1.1.3\\_Methodology.pdf](http://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/GDP_1.1.3_Methodology.pdf)**.

**<http://www.nsi.bg/bg/content/2212/бвп-%3F-азходи-за-крайно-потребление-национално-ниво>**.

**<http://www.nsi.bg/bg/content/4011/безработни-лица-и-коэффициенти-на-безработица-национално-ниво-статистически-райони>**.



**[http://www.bnb.bg/Statistics/StExternalSector/  
StDirectInvestments/StDIBulgaria/index.htm](http://www.bnb.bg/Statistics/StExternalSector/StDirectInvestments/StDIBulgaria/index.htm)**

**Подробен паричен отчет на БНБ.**

**[http://www.bnb.bg/Statistics/StMonetaryInterestRate/  
StMonetaryStatistics/StMonetarySurvey/index.htm](http://www.bnb.bg/Statistics/StMonetaryInterestRate/StMonetaryStatistics/StMonetarySurvey/index.htm)**

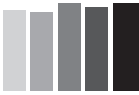
**БИСПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ВОЗДЕЙСТВИЯ ПРЯМЫХ  
ИНОСТРАННЫХ ИНВЕСТИЦИЙ, УРОВНЯ БЕЗРАБОТИЦЫ  
И ДЕНЕЖНОГО АГРЕГАТА М2 НА ЦИКЛИЧНОСТЬ  
КОНЕЧНОГО ПОТРЕБЛЕНИЯ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ**

*Георги Червенски\**

**РЕЗЮМЕ** В статье с помощью биспектрального анализа исследуется воздействие прямых иностранных инвестиций, уровня безработицы и денежного агрегата М2 на цикличность конечного потребления домашних хозяйств. Автор доказывает наличие статистически значимых циклических составляющих в динамических рядах конечного потребления домашних хозяйств, прямых иностранных инвестиций и уровня безработицы. В денежном агрегате М2 нет статистически значимой циклической составляющей. Путем биспектрального анализа фазовым спектром доказано, что цикличность конечного потребления домашних хозяйств зависит от прямых иностранных инвестиций и уровня безработицы в Болгарии.

---

\* Ассистент на кафедре статистики, Университет экономики, г. Варна;  
e-mail: georgich@ue-varna.bg.



## **BISPECTRAL ANALYSIS OF THE IMPACT OF DIRECT FOREIGN INVESTMENT, UNEMPLOYMENT LEVEL AND MONETARY AGGREGATE M2 ON CYCLICITY OF THE FINAL HOUSEHOLD CONSUMPTION**

*Georgi Chervenski\**

**SUMMARY** This article explores, with bispectral analysis, the impact of direct foreign investment, unemployment level and monetary aggregate M2 on the cyclicity of the final households consumption. Proved is the presence of statistically significant cyclical components in the dynamic series for final consumption of households, direct foreign investment and the level of unemployment. In monetary aggregate M2 does not have statistically significant cyclical component. With bispectral analysis by phase spectrum it is proved that the cyclicity of final consumption of households depends on direct foreign investment and on the level of unemployment in Bulgaria.

---

\* Assistant Professor, Statistics Department at the University of Economics, Varna;  
e-mail: [georgich@ue-varna.bg](mailto:georgich@ue-varna.bg).