

СТАТИСТИЧЕСКО ИЗСЛЕДВАНЕ НА ВЪНШНОИКОНОМИЧЕСКИТЕ НЕРАВНОВЕСИЯ ЧРЕЗ БИСПЕКТРАЛЕН АНАЛИЗ

Гл. ас. д-р Веселин Хаджиев

Въведение

В съвременната икономика протичат интензивни и необратими процеси на интеграция. Те са свързани най-вече с доказаното предимство и икономическа изгода от специализацията на националните стопанства. Пряк израз на стремежа за интеграция на националните стопанства е изграждането и разширяването на Европейския съюз, развитието и разширяването на Световната търговска организация, разширяването на Организацията за икономическо сътрудничество и развитие и пр. В резултат от тези процеси на интегриране непрекъснато се увеличава обемът на международните трансакции със стоки, услуги, доходи и пр. Така например, за периода 1996-1999 г. обемът на световния износ се увеличава средно годишно с 6,32%, а обемът на световния внос – с 6,67%¹.

Интензивното използване на абсолютните и относителните предимства на националните стопанства води до непрекъснато развитие на вътрешния и външния пазар. Процесът на интеграция, наред със своите неоспорими предимства, е и предпоставка за негативни явления и процеси. Икономическите отношения между страните се развиват в различни посоки и с различна интензивност. В резултат се получават значителни, хронични външноикономически неравновесия. Редица национални стопанства се оформят като

¹ TRADE AND DEVELOPMENT REPORT, 2000. Global economic growth and imbalances. UN, N.Y., 2000, p. 28

експортноориентирани, а други – като импортноориентирани. Най-често икономически силните стопанства се оформят като экспортноориентирани, а икономически слабите стопанства – като импортноориентирани. Пряк израз на тези неравновесия е натрупването на външни дългове.

Стопанството на България не прави изключение от тази глобална тенденция. Според статистиката на Българска народна банка характерен признак на външноикономическите ни отношения през последните няколко години е периодичното отрицателно салдо по търговския баланс и текущата сметка². Като фундаментални фактори на външноикономическите неравновесия могат да се посочат реструктурирането на икономиката (по собственост, по отрасли, по търговски партньори и т.н.), загубата на конкурентноспособност на произвежданите стоки и услуги, загубата на традиционни пазари, глобалните икономически кризи, неблагоприятният пазар на енергийни ресурси и пр.

Тези констатации пораждат основателна тревога за състоянието и конкурентноспособността на националното стопанство. Логично се задават въпроси за периодичността на външни неравновесия и формите за тяхното контролиране и управление. Търсят се механизми за преодоляване на негативните салда по текущата сметка и търговския баланс на България. Трябва да се отбележи, че предприеманите мерки - макроикономически, външотърговски, монетарни и пр. - биха дали по-съществен резултат, ако се познава детайлно генезисът и поведението на външните неравновесия. Следователно, налице е обективна необходимост от моделиране на измененията на международните трансакции на България, моделиране на зависимостта между международните трансакции и детерминиращите ги фактори и извеждане на необходимите макроикономически препоръки.

Научна цел на този труд е статистическо изследване на външноикономическите неравновесия на България за периода 1992-2000 година чрез биспектрален анализ. Това се постига чрез решаване на следните задачи:

1. Разкриване и решаване на методологични проблеми, свързани с изследването на външноикономическите неравновесия в конкретните за националното стопанство условия.
2. Изграждане на математически модел за изследване на външноикономическите неравновесия и осигуряването му с данни.
3. Оценка и интерпретация на външноикономическите неравновесия чрез биспектрален анализ.

Отправна точка за постигане на научната цел и задачите е подходът на абсорбцията, монетаристичният подход и пр. Основен метод за измерване на зависимостта между различни периодични компоненти на неравновесията е едномерният спектрален анализ и биспектралният анализ. Всички оценки и тествания на модели са извършени чрез статистическия софтуерен продукт *Statistica 5.1*. За нуждите на изследването са проучени 20 литературни източника, в т.ч. 7 книги и 3 статии на български език и 6 книги и 2 статии на английски език. Като източници на статистическа информация са използвани официалните публикации на Националния статистически институт, Българска народна банка, официалните публикации на Международния валутен фонд и други за периода от 1992 г. до 2000 г.

² Информационен бюлетин. БНБ, С., 2000, бр. 11, с. 50.

I. Методологични проблеми при изследване на външноикономически неравновесия

Изследването на външноикономическите неравновесия е свързано с решаването на няколко основни методологични проблема. Първо, необходимо е да се изясни обхватът и начините за измерване на неравновесията. Второ, необходимо е да се направи преглед на икономическите теории, в които се третира проблемът за неравновесията и детерминиращите ги фактори. Трето, необходимо е да се изгради теоретичен модел, въз основа на който да се изгради математическия и иконометричния модел.

1.1. Обхват и измерване на външноикономически неравновесия

Външноикономическите неравновесия са естествена черта на отворените стопанства. Въпреки, че този въпрос се интерпретира и дискутира непрекъснато, няма категорична и еднозначна дефиниция за неравновесие. За да се даде изчерпателно определение на външноикономически неравновесия, трябва да се направят следните две уточнения:

- обхват на международните транзакции, за които се установява неравновесие³;
- продължителност на периода, за който се установява неравновесие.

Международната транзакция винаги има две страни, които са равни. Например, сделка за внос на стоки от 10 млн. \$ има две страни: внос на преносими стоки за 10 млн. \$ и увеличаване на задълженията на вносителя към чужбина за 10 млн. \$. В този смисъл не може да се говори за външноикономическо неравновесие. Неравновесие се

регистрира тогава, когато международните транзакции бъдат групирани по определен признак. Като фундаментален критерий за групиране на международните транзакции и изследване на неравновесията се приема схващането за самостоятелни и балансиращи сделки⁴. За актив или излишък може да се говори тогава, когато постъпленията по самостоятелните сделки надвишават плащанията по самостоятелните сделки. И обратно, за пасив или дефицит може да се говори тогава, когато постъпленията по самостоятелните сделки са по-малко от плащанията по самостоятелните сделки.

Принципният въпрос, който възниква при тези разсъждения е, кои сделки се определят като самостоятелни и кои – като балансиращи. Различните виждания за обхвата на самостоятелните транзакции определят различните концепции за изследване на външноикономическите неравновесия. В икономическата теория са разработени редица виждания по този въпрос, като едни от най-важните са концепция за търговски баланс и текуща сметка, концепция за базисен баланс и концепция за общ баланс⁵.

Концепцията за търговски баланс и текуща сметка определя за самостоятелни сделките със стоки, услуги и доходи. Респективно за неравновесие във външноикономическите отношения може да се говори тогава, когато постъпленията от тези сделки надвишават плащанията по същите сделки или обратно. Основно предимство на теорията е яснотата за източниците на неравновесия и възможностите за контрол. Концепцията за базисен баланс определя като самостоятелни сделките със стоки, услуги, доходи и дългосрочни капиталови операции. Смята се, че това са устойчивите сделки,

³ За целите на това изследване понятията *международна транзакция* и *международна сделка* се употребяват еднозначно

⁴ Самостоятелни са тези сделки, които резидентите предприемат, независимо от паричните власти и правителството. Балансиращи са тези сделки, чрез които се финансира разликата между постъпления и плащания по самостоятелни сделки.

⁵ Пилбийм, Кийт. Международни финанси. FTP. С., 1995, с. 45.

предизвикани от независими от паричните власти и правителството мотиви на резидентите. Приложението на тази концепция е ограничено и основният проблем е свързан с разграничаването на дългосрочните и краткосрочните сделки. Концепцията за общ баланс приема, че самостоятелни сделки са всички, с изключение на тези на паричните власти. Виждането е особено подходящо за използване при изследвания на външните неравновесия в условията на фиксиран валутен курс. Това определя и големия интерес на изследователите към изменението на валутните резерви на централните банки. Основен недостатък на тази концепция е, че тя само констатира неравновесия без да дава обяснение за източниците.

При избора на концепция за изучаване на външноикономическите неравновесия трябва да се има предвид характерът на националното стопанство, паричните и валутните режими, характерът на международните сделки и външнотърговски отношения. Без да се навлиза подробно в характера и съдържанието на международните сделки на България може да се прецени, че преобладават транзакциите предимно със стоки и услуги. Като се вземе под внимание и характерът на националното стопанство⁶, се стига до заключението, че най-подходяща концепция за определяне обхвата на външноикономическите неравновесия е концепцията за търговски баланс и текуща сметка.

Както беше подчертано по-горе, външноикономическите неравновесия са естествена черта на отвореното стопанство. И те не могат да се разглеждат непременно като негативни явления. Ако за един достъточно дълъг период от време натрупаните разнозначни външноикономическите неравновесия клонят към нула, то може да се смята, че неравновесията са естествени и приемливи за дадено стопанство. Дадено неравновесие може да се класифицира като

неприемливо тогава, когато проявява устойчив еднозначен характер за дълъг период от време. Това индицира такава комбинация от параметри на стопанството, която го оформя само като импортноориентирано или само като експортноориентирано. Дадено неравновесие може да се класифицира като неприемливо и тогава, когато липсва перспектива и виждане за инструментите, чрез които ще се компенсира неравновесието и т.н. Очевидно основни критерии за причисляване на дадено неравновесие като хронично са: продължителността на периода, в който неравновесието запазва знака си и възможностите на стопанството за неутрализирането му.

1.2. Теоретични подходи за изследване на външноикономически неравновесия

Проблемът за външното равновесие на стопанството, източниците на неравновесия, финансирането на неравновесия, поведението на неравновесия и прочие проблеми се третират в една или друга степен в редица икономически теории. За да се изяснят източниците на финансиране на неравновесията и по конкретно на вноса, ще се използват няколко класически подхода. Въз основа на тях ще се изведат връзките между външноикономическите неравновесия и детерминиращите ги фактори.

Според класическия подход на абсорбцията⁷, външноикономическите неравновесия могат да се представят по следния начин:

$$CA = Y - (C + I + G), \quad (1)$$

където:

Y е национален доход;

⁶ Националното стопанство се причислява към групата на малки отворени стопанства.

⁷ Подходът на абсорбцията (способността на стопанството за реализиране на вътрешни разходи) за изучаване на външноикономическите неравновесия се въвежда за първи път от S. Alexander. По-

C – разходи за вътрешно потребление;

I – разходи за вътрешни инвестиции;

G – разходи за държавно потребление;

CA – салдо по баланса на текущите операции.

Трябва да се отбележи, че в това и в следващите твърдения се правят редица опростявания на действителните релации. Например, приема се, че брутният национален продукт съвпада с националния доход, като се пренебрегва влиянието на амортизациите; игнорират се безвъзмездните помощи от и за чужбина и пр.

Лявата страна на равенство (1) ще бъде отрицателна (т.е. стопанството ще се намира в състояние на пасив относно останалия свят) тогава, когато вътрешната абсорбция ($C+I+G$) надвишава създадения национален доход. Това означава, че резидентите на страната купуват повече в чужбина, отколкото продават. При равни други условия, стопанство с дефицит в баланса на текущите операции увеличава своята нетна задлъжнялост към чужбина с размера на дефицита. В дългосрочен период нетната задлъжнялост може да се компенсира или чрез ограничаване на вътрешната абсорбция до равнища, по-малки от националния доход, или чрез намаляване на активите на стопанството в чужбина. И обратно, лявата страна на равенство (1) ще бъде положителна (стопанството се намира в състояние на актив относно останалия свят) тогава, когато създаденият национален доход надвишава вътрешната абсорбция.

Изводът от посочените по-горе разсъждения е, че хроничните външноикономически неравновесия с отрицателен знак трябва да намерят отражение или в увеличаване на външните пасиви, или в намаляване на външните активи на стопанството. И обратно, хроничните външноикономически неравновесия с положителен знак

трябва да намерят отражение или в намаляване на външните пасиви, или в увеличаване на външните активи.

Друго виждане⁸ за релациите между външноикономическите неравновесия и вътрешните макроикономически параметри е модификация на твърдение (1). То се изразява в следното:

$$CA = (S - I) + (T - G), \quad (2)$$

където:

T са данъци;

S – частни спестявания.

От това равенство могат да се направят няколко важни заключения относно вътрешните източници на външноикономически неравновесия. Първо, източник на неравновесия с отрицателен знак, при равни други условия, могат да бъдат отрицателните нетни частни спестявания ($S-I$). Това е ситуацията, при която частните инвестиции превишават частните спестявания. Второ, източник на неравновесия с отрицателен знак, при равни други условия, може да бъде бюджетният дефицит, т.е. ситуацията, при която правителствените разходи превишават приходите от данъци. Трето, източник на неравновесия с отрицателен знак може да бъде комбинацията от отрицателни нетни спестявания и бюджетен дефицит. И обратно, източници на неравновесия с положителен знак могат да бъдат положителните нетни частни спестявания, бюджетният излишък или и двете. Следователно, в това виждане се приема, че бюджетната и паричната политика са инструменти за въздействие върху външноикономическите неравновесия.

Алтернативно обяснение за външноикономическите неравновесия дава монетаристичният подход⁹. Според него, всички

⁸ По-подробно вж. Salvatore, D. International Economics. Fourth Edition. Macmillan Publishing Company, N.Y., 1992, p. 434.

⁹ По-подробно вж. Johnson, H. The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Nontechnical Guide. Journal of International Economics, 1977, Vol. 7, p. 251.

постъпления и плащания се разглеждат като самостоятелни сделки, а всички сделки със стоки, услуги и инвестиции - като балансиращи. Това е пълна противоположност на разгледаните по-горе схващания и на Кейнсианския подход. Следователно, неравновесията могат да се преставят по следния начин:

$$-dR = CA + K \& F, \quad (3)$$

където:

dR е промяна на официални валутни резерви;

$K\&F$ – баланс на капиталови и финансови трансакции.

Тъждество (3) се интерпретира по следния начин. Неравновесието във външноикономическите отношения се изразява чрез промяната на валутните резерви на паричните власти. От своя страна, промяната на валутните резерви се разглежда като резултат от неравновесието между търсенето и предлагането на пари. Следователно, стопанството се намира във външноикономическо равновесие тогава, когато паричният пазар също се намира в равновесие. Тази теория обяснява предимно краткосрочните неравновесия. Липсват възможности за причинно-следствени обяснения на неравновесията, особено в дългосрочен план.

Разгледаните теоретични модели имат различни познавателни възможности за изучаване на външноикономическите неравновесия и тяхното поведение. Подборът на един или друг вариант зависи, както от целите на изследването, така и от типа на стопанството и неговите международни трансакции и пр. За изследвания период стопанството на България се намира в преходен етап. То се характеризира с пазарни отношения в процес на развитие, стагнация на производството в резултат на провеждащи се структурни промени, недоразвити парични и капиталови пазари, преобладаващи международни трансакции със стоки и пр. Като се имат предвид предимствата и недостатъците на

разгледаните по-горе концепции и разсъждения се стига до извода, че най-подходящ фундамент за изследване на външноикономическите неравновесия е първият подход.

1.3. Теоретичен модел за изследване на външноикономически неравновесия

За целите на конкретното изследване изложеният по-горе подход се нуждае от развитие и допълнителни уточнения. Според твърдение (1), ако стопанството се намира в равновесие, то разликата между постъпленията от износа и плащанията по вноса ще бъде равна на нула. Следователно, приходите от износа са достатъчни за извършване на плащанията по вноса. С други думи, вносът се финансира изцяло за сметка на износа и обратно. В случай на неравновесие могат да се разгледат две ситуации. При първата ситуация, неравновесие се констатира, когато за даден период постъпленията от износа са по-големи от плащанията по вноса. Следователно, произведеният национален доход е по-голям от вътрешната абсорбция. Тази ситуация намира израз или в увеличаване на външните активи, или в намаляване на външните пасиви или на комбинация от двете. При втората ситуация, неравновесие се констатира, когато за даден период плащанията по вноса са по-големи от постъпленията от износа. Следователно, вътрешната абсорбция е по-голяма от произведения национален доход. Това намира израз или в намаляване на външните активи, или в увеличаване на външните пасиви или на комбинация от двете. В такъв случай равенство (1) може да се престава по следния начин:

$$CA = \Delta A + (-\Delta L), \quad (4)$$

където:

ΔA е приръст на външни активи;

ΔL – приръст на външни пасиви.

Както повечето зависимости в икономиката, така и зависимостта между текущите операции, външните активи и външните пасиви не се проявява незабавно. Основните източници на лагови ефекти са микроикономически и макроикономически¹⁰. Микроикономическите фактори се проявяват при реализацията на самостоятелните сделки – износ и внос на стоки, услуги и доходи. Макроикономическите фактори се проявяват при реализацията на самостоятелните и балансиращи сделки. Следователно, под влиянието на лага се намират зависимостите между износ, внос, външни активи и външни пасиви. Като се вземат под внимание направените разсъждения, като фактор на изследваната връзка може да се добави и закъснението или изпреварването.

Да допуснем, че салдото по текущите транзакции се измерва чрез статистическия показател *Стоки Нето* или *Текуща сметка Нето*, външните пасиви се апроксимират чрез статистическия показател *Брутен външен дълг* и външните активи – чрез статистическия показател *Брутни валутни резерви*¹¹. Съгласно равенство (4), увеличението на салдото по самостоятелните транзакции трябва да се отрази като увеличение на брутните валутни резерви или като намаление на брутният външен дълг. И обратно, намалението на салдото по самостоятелните транзакции трябва да се отрази или като намаление на брутните валутни резерви или като увеличение на брутният външен дълг.

За периода *януари 1992 - юни 2000 г.* сумарното салдо по търговския баланс е –2438 млн. \$, а по текущата сметка е –2066

¹⁰ Масларов, Светослав. Валута, валутни курсове, лихвени проценти и как да ги прогнозираме. Ргінсерс. Варна, 1993, с. 136.

¹¹ По смисъла на V редакция на Ръководство по платежен баланс, външните активи и пасиви се измерват чрез *международна инвестиционна позиция*. По-подробно вж. Радилов, Д. Икономическа статистика. Изд. къща “Стемо”, Варна, 2000, с. 315. Поради липса на детайлизирана статистическа информация за международната инвестиционна позиция, се прибегва до апроксимация чрез други статистически показатели.

млн. \$¹². Съгласно равенство (4) тези отрицателни салда трябва да се отразят реципрочно на brutните валутни резерви и brutния външен дълг. Могат да се разгледат следните три ситуации. Първо, трябва да се очаква намаление на brutните валутни резерви приблизително с 2 млрд. \$ при неизменен brutен външен дълг. Второ, при неизменни brutни валутни резерви трябва да се очаква увеличение на brutния външен дълг с приблизително 2 млрд. \$. И трето, разликата между прирастите на brutните валутни резерви и brutния външен дълг трябва да е равна приблизително на – 2 млрд. \$.

Констатира се, че за изследвания период от януари 1992 г. до юни 2000 г. brutните валутни резерви са се увеличили с 3190 млн. \$, а brutният външен дълг се е намалил с 3578 млн. \$. Следователно, дясната страна на равенство (4) достига стойност от +6768 млн. \$ и придобива следния вид:

$$-2438 < 3190 - (-3578) \text{ или } -2066 < 3190 - (-3578)$$

$$-2438 < 6768 \text{ или } -2066 < 6768$$

Направените изчисления не подкрепят предварителното виждане за релациите между самостоятелни и балансиращи сделки. Разликата от близо 9 млрд. \$ не може да се отдаде на случайни фактори или на използваните апроксимации. Това означава, че липсват убедителни доказателства за трайни външни неравновесия. Съмненията за липса на хронични неравновесия се потвърждават и чрез другите два теоретични подхода. Така например, според втория подход, ако има външни неравновесия, то това трябва да намери реципрочно изражение в бюджетния дефицит и отношението инвестиции/спестявания. Без да се навлиза в допълнителни подробности може да се направи извод, че липсват данни за подобни категорични тенденции в бюджетното и паричното равновесие.

¹² Информационен бюлетин. БНБ, С., бр. 11/1995, бр. 2/1996, бр. 3/1997, бр. 11/1997, бр. 2/1998, бр. 1/1999 и www.bnb.bg.

Причините за тези констатации могат да се търсят в различни посоки. Една от евентуалните причини е субституцията на данните за постъпленията и плащанията по самостоятелните сделки с данните за самите самостоятелни сделки. Както е известно, последните са натоварени със значителни грешки на измерването¹³. Трябва да се подчертае, че евентуалните смущения на грешките проявяват относително постоянен характер и могат да се преодолеят чрез средствата на иконометрията¹⁴. В такъв случай, ако се приеме, че за изследвания период стопанството не влиза в икономически значими еднозначни неравновесия, то вниманието естествено се насочва към периодичността и обясненията за тези неравновесия.

Като се вземат под внимание направените по-горе констатации, моделът за изследване на поведението и релациите на неравновесията се редуцира до изследване на отношенията между постъпленията и плащанията по самостоятелните транзакции, лага и автолага. Следователно, на изследване се подлагат следните теоретични модели на отношения:

1. Постъпления от износ \Leftrightarrow Плащания по внос.
2. Постъпления от износ \Leftrightarrow Салдо между постъпленията от износ и плащанията по внос.
3. Плащания по внос \Leftrightarrow Салдо между постъпленията от износ и плащанията по внос.
4. Постъпления от износ \Leftrightarrow Салдо по текущи операции.
5. Плащания по внос \Leftrightarrow Салдо по текущи операции.

¹³ Димитров, А. Въведение в иконометрията. АБАГАР, Велико Търново, 1995, с. 77; Хаджиев, В. Хроничните неравновесия в търговския баланс на България: факт или статистически ефект? Известия Сп. ИУ – Варна, 2000, кн. 4.

¹⁴ Хаджиев, В. Статистическата информация в условията на инфлационна икономика. Сб. доклади “Актуални икономически и финансови проблеми на икономиката”. Унив. изд. ИУ- Варна, 1999.

II. Математически модел на външноикономическите неравновесия и осигуряването му с данни

Развитието на теоретичния модел до конкретен математически модел изисква да се подбере статистически метод, даващ възможност да се опише и изследва динамиката и зависимостите във външноикономическите неравновесия. Необходимо е също така да се намерят подходящи решения при колекционирането и организирането на статистическите данни.

2.1. Автоспектри и биспектри като математически модел на зависимости

При подбора на инструментите за описване и анализиране на отношенията между постъпленията от износа на стоки, услуги и доходи и плащанията по вноса на стоки, услуги и доходи и техния лаг, връзките между салдата на постъпленията и плащанията по самостоятелните транзакции, от една страна, и постъпленията от износа и плащанията по вноса на стоки, услуги и доходи и лаг, от друга страна, са налице няколко възможности. Като се вземе под внимание ролята на фактора лаг и интересът към периодичния характер на отношенията, то най-подходящ метод за изследване на неравновесията чрез изградената вече рамка е спектралният анализ и по-конкретно, биспектралният анализ¹⁵. Единствено чрез този метод могат да се постигнат едновременно две цели – изследване на зависимостта и периодичността.

Според постановките на теорията за спектралния анализ¹⁶, равнищата на прекъснатата променлива могат да се представят като

¹⁵ Често в литературата вместо спектрален анализ и биспектрален анализ се употребяват понятията автоспектър и биспектър. Вж. Димитров, А. Въведение ..., с. 135.

¹⁶ Hamilton, J.D. Time Series Analysis. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994, p. 153.

претеглена сума от периодичните функции $\cos(\omega t)$ и $\sin(\omega t)$, където ω е дадена честота:

$$Y_t = \mu + \sum_{\kappa=1}^q [\alpha_{\kappa}(\omega) \cdot \cos(\omega t) + \delta_{\kappa}(\omega) \cdot \sin(\omega t)], \quad (5)$$

където:

q е максимален брой честотни компоненти.

По своята същност параметрите μ , α_k и δ_k са регресионни коефициенти, обясняващи приноса на всеки честотен компонент във вариацията на Y_t . За установяването на най-силно корелираните честоти с емпиричния статистически ред се използват характеристиките нормиран спектър и спектрална плътност¹⁷. Нормираният спектър е функция от α_k , δ_k и дължината на статистическия ред. Нормираният спектър може да се представи и като функция от автокорелационната функция и периодичната функция. Спектралната плътност е среднопретеглена изгладена стойност на спектъра. Най-често употребяваните филтри при емпирични изследвания са прозорец на Тюки, прозорец на Хеминг, прозорец на Парзен, прозорец на Бартлет и пр.¹⁸

За изследване на връзката между две променливи на различни честоти се използва биспектралният анализ¹⁹. Условно едната променлива се приема за фактор, а другата – за резултат. Изчисляват се характеристиките кроспериодограма, кросспектрална плътност, кросквадратична плътност, кросамплитуда, кохерентен спектър, поток (Gain) и фазов спектър. За разлика от класическия регресионен анализ,

¹⁷ В теоретичната литература са разработени и други представяния на характеристиките на спектралния анализ.

¹⁸ Величкова, Н. и В. Павлова. Статистически методи във външната търговия. НЦДО, С., 1997, с. 194.

¹⁹ В съвременната теоретична литература биспектралният анализ се разглежда като елемент на *Covariance-Stationary Vector* анализа (вж. Hamilton, J.D. Time Series ..., p. 257). Биспектралният анализ се среща и под наименованието кросспектрален анализ.

при биспектралния анализ корелационната зависимост се измерва по честоти в диапазона от 0 до 0,5 Hz²⁰.

Кроспериодограмите се получават като комплексни числа и представлява функция от кроскорелационите функции и периодичните функции²¹. Това налага кроспериодограмните стойности да се представят на реална и имагинерна част.

Кроспектралната плътност като характеристика на биспектралния анализ се получава като изгладена оценка на реалната част на кроспериодограмните стойности по следната формула²²:

$$L_{ab}(i) = 2 \cdot \left\{ \lambda_{ab}(0) + \sum_{k=1}^{L-1} [l_{ab}(k) \cdot W(k) \cdot \cos\left(\frac{\pi i k}{F}\right)] \right\} \quad 0 \leq i \leq F, \quad (6)$$

където:

$L_{ab}(i)$ е кроспектрална плътност за i -та точка;

$l_{ab}(k)$ – полусума около $k=0$ на кроскорелационната функция;

$W(k)$ – корелационен прозорец.

Кросквадратичната плътност се получава като изгладена оценка на имагинерната част на кроспериодограмните стойности по следната формула:

$$Q_{ab}(i) = 2 \cdot \sum_{k=1}^{L-1} [q_{ab}(k) \cdot W(k) \cdot \sin\left(\frac{\pi i k}{F}\right)] \quad 0 \leq i \leq F, \quad (7)$$

където:

$Q_{ab}(i)$ е кросквадратична плътност;

$q_{ab}(i)$ – полуразлика около $k=0$ на кроскорелационната функция.

Кросамплитудата се изчислява като квадратен корен от сумата на квадратите на кроспектралната плътност и кросквадратичната плътност по следната формула²³:

²⁰ По определение Hz е мярка за колебания за 1 секунда. По прагматични съображения в тази работа Hz се използва като мярка за колебания за 1 месец.

²¹ Hamilton, J.D. Time Series ..., p. 269.

²² Димитров, А. Въведение ..., с. 277.

²³ Statistica. Vol. III.: Statistics II. StatSoft, Tulsa OK, 1995, p. 3307.

$$A_{ab}(i) = \sqrt{L_{ab}^2(i) + Q_{ab}^2(i)}, \quad (8)$$

където:

$A_{ab}(i)$ е кросамплитуда.

Кросамплитудата се интерпретира като мярка на ковариацията между дадените честотни компоненти от двете променливи.

Стандартизираната чрез спектралните плътности на двете променливи кросамплитуда дава мярка за кохерентния спектър и се изчислява по следната формула:

$$K_{ab}^2(i) = \frac{A_{ab}^2(i)}{R_{aa}(i) \cdot R_{bb}(i)}, \quad (9)$$

където:

$K_{ab}^2(i)$ е квадрат на кохерентния спектър;

$R_{aa}(i)$ – спектрална плътност на променливата “X”;

$R_{bb}(i)$ – спектрална плътност на променливата “Y”.

Кохерентният спектър приема стойности от 0 до 1 и може да се интерпретира като квадрат на корелационния коефициент между периодичните компоненти на двете променливи на съответните честоти.

Нормирането на кросамплитудата на спектралната плътност на едната променлива дава мярка за така наречения “поток” (*Gain*). Тази характеристика се изчислява в два варианта²⁴:

$$G_{X \setminus Y} = \frac{A_{ab}(i)}{R_{aa}(i)}; \quad (10)$$

$$G_{Y \setminus X} = \frac{A_{ab}(i)}{R_{bb}(i)}, \quad (11)$$

където:

$G_{X \setminus Y}$ е поток на факторната променлива “X” върху “Y”;

$G_{Y \setminus X}$ – поток на резултативната променлива “Y” върху “X”.

²⁴ Statistica. Vol. III ..., p. 3307.

Стойностите на посочените по-горе два показателя се интерпретират като регресионни коефициенти на зависимостта на съответната честота.

Оценката на фазовия спектър се извършва по следната формула:

$$F_{ab}(i) = \arctan\left[-\frac{Q_{ab}(i)}{L_{ab}(i)}\right], \quad (12)$$

където:

$F_{ab}(i)$ е фазов спектър.

Фазовият спектър се интерпретира като мярка на степента, в която всеки честотен компонент от едната променлива води съответния честотен компонент от другата променлива. Фазовият спектър се измерва в радиани и приема стойности в следните диапазони:

$$1. \ 0 \leq F_{ab}(i) \leq \frac{\pi}{2} \quad (13)$$

$$2. \ -\frac{\pi}{2} \leq F_{ab}(i) \leq 0 \quad (14)$$

Смята се, че при първия случай резултативната променлива изпреварва (води) факторната променлива на i честота. При втория случай факторната променлива изпреварва резултативната променлива на съответната честота.

Следователно, при отрицателни значения на фазовия спектър може да се направи извод, че посоката на зависимостта е такава, каквато е дефинирана предварително. И обратно, при положителни значения на фазовия спектър може да се направи извод, че посоката на зависимостта е обратна на предварително дефинираната. Смята се, че при по-малки по абсолютна стойност значения зависимостта е по-силна и обратно. При по-големи по абсолютна стойност значения на фазовия спектър зависимостта е по-слаба²⁵.

²⁵ Димитров, А. Въведение ..., с. 279

2.2. Статистически данни

Според изградения по-горе теоретичен модел, основни променливи в изследването са постъпления, плащания и салдо на постъпленията и плащанията по самостоятелните транзакции. Осигуряването на статистически данни по тези променливи среща редица трудности, свързани с наблюдаваните от статистиката признаци, промени в статистическата методология, периодичност на данните, качество на данните и пр.

Съгласно възприетия модел, информацията за постъпленията и плащанията по самостоятелните транзакции може да се представи чрез статистическите данни за постъпленията и плащанията по транзакции със стоки и статистическите данни за постъпленията и плащанията по транзакции със стоки, услуги, доходи. Върху използването на изброените по-горе статистически данни се налагат редица ограничения, породени от статистическата практика за набиране на информация. Практически се произвеждат и публикуват данни само за самостоятелните транзакции със стоки, услуги, доходи и пр. Като се вземе под внимание приципът на двойното счетоводно записване, характерен за статистиката на международните транзакции, може да се приеме хипотезата, че данните за самостоятелните сделки са апроксимация на данните за постъпленията и плащанията по тях. Въпреки теоретичните основания да се приеме тази субституция, направените по-горе изчисления изискват особено внимание при използването и интерпретацията на окончателните резултати.

Първият елемент на информационната структура на изследването са международните транзакции със стоки. Те обхващат преносими стоки, за които е налице смяна на собствеността между резиденти и нерезиденти. Използват се статистическите показатели *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит* и *Стоки Нето*. Показателят *Стоки Кредит* представя

международните транзакции по износа на стоки, показателят *Стоки Дебит* представя международните транзакции по вноса на стоки и показателят *Стоки Нето* представя салдото по международните транзакции със стоки.

Трябва да се отбележи, че за изследвания период 1992-2000 г., статистическата методология за набиране на данни за външната търговия се е променяла многократно. Това затруднява изключително много изграждането на достатъчно дълги и качествени динамични статистически редове. Публикуваните от Националния статистически институт и Българска народна банка данни за изследвания период съдържат несъответствия по редица критерии – периодичност, обхват, време на регистриране и др. Това налага да се подложат на анализ и да се преценят възможните последствията от нарушените изисквания за построяване на динамични редове.

Основен недостатък на статистическата информация за международните транзакции със стоки са честите ревизии и актуализации на данни. Практически за целия изследван период няма окончателни статистически данни за външната търговия. Първото нарушено изискване за съпоставимост на динамичните редове е по момент на отчитане на транзакцията. До началото на 1999 г. транзакциите със стоки се отчитат и публикуват към момента на пресичане на митническата граница. След 1999 г. транзакциите със стоки се отчитат към момента на оформяне на митническите документи. Българска народна банка публикува със задна дата преизчислени данни до 1996 г. включително, но с окрупнена периодичност. Вследствие на тази промяна възниква несъпоставимост на данните по години. Допълнителни смущения в надежността на данните внасят използваните различни системи на търговия – обща и

специална, апроксимацията на стойността, преизчисляването на стойностните обеми в американски \$ по усреднени курсове и пр.

Вторият елемент на информационната структура са международните транзакции с реални ценности. Те обхващат получаването и предоставянето на стоки и услуги, доход и текущи трансфери между страната и останалия свят. Статистическият показател *Текуща сметка Кредит* описва онази част от брутният вътрешен продукт, която е предоставена на останалия свят, или износ на стоки и услуги, получаване на доход от фактори на производството и компенсирани записвания за безвъзмездно получени реални и финансови ресурси. Статистическият показател *Текуща сметка Дебит* описва онази част от брутният вътрешен продукт, създаден в останалата част от света и придобит от националната икономика, или внос на стоки и услуги, платен доход за фактори на производството и компенсирани записвания за безвъзмездно предоставени реални и финансови ресурси. Статистическият показател *Текуща сметка Нето* описва салдото по международните транзакции с реални ценности.

Съществен недостатък на данните за текущите операции, освен изброените по-горе за преносимите стоки, са апроксимациите на стойността на транспортните услуги, туристическите услуги и пр. Така например, стойността на транспортните услуги се установява като оценка от стойността на външната търговия, стойността на туристическите услуги се установява като оценка спрямо броя на туристите и разходите на един турист и т.н. Допълнително затруднение при информационното осигуряване на текущите транзакции е невъзможността да се построят статистически редове за периода 1992-2000 г. за *Текуща сметка Кредит* и *Текуща сметка Дебит*. Затрудненията произтичат от липсата на детайлизирани данни за услуги, доход и трансфери и сменената методология за отчитане на

международните транзакции²⁶. Това налага в изследването по-нататък да се използва само статистическият показател *Текуща сметка Нето*.

Сериозен проблем при изграждането на информационната структура на изследването е събирането и публикуването на информация с различна периодичност. Теоретично осигуряването на съпоставимост на динамичните редове по периодичност може да се извърши по два начина. Първият начин се изразява в окрупняването на периодите до възможно най-голямата периодичност. Функцията на окрупняване зависи от съдържанието и характера на статистическите редове – моментни, периодни, претеглени, непретеглени и пр. Предимството на този подход е, че радикално решава проблема със съпоставимостта на данните. Основен недостатък на този начин е, че окрупняването скъсява динамичните редове до такава степен, че практически прави невъзможно иконометричното изследване.

Вторият начин се изразява в деагрегирането на статистическите данни до възможно най-малката периодичност. Функцията на деагрегиране зависи от използваната хипотеза за апроксимация, съдържанието и характера на статистическите редове и пр. Прилагането на различните методи за деагрегиране трябва да се извършва много внимателно, като се вземат под внимание възможните последиствия за качеството на новополучения ред.

Най-често употребявани методи за деагрегиране на статистическите данни от дадена периодичност в по-къса периодичност са *fill* и *share*. При първия метод се приема, че равнището на съставното наблюдение е равно на равнището на основното наблюдение. При втория метод се приема, че равнището на съставното наблюдение е равно на $1/n$ от равнището на основното наблюдение, където n е броят съставни периоди. Не е трудно да се прецени, че първият метод е

²⁶ До средата на изследвания период статистическият отчет Платежен баланс се изгражда на основата на Ръководство по платежен баланс, IV редакция, а след това – на основата на Ръководство

подходящ за моментни динамични статистически редове, а вторият метод – за периодни динамични статистически редове.

Много по-ефективен вариант за деагрегиране на статистически данни от една периодичност в друга е пропорционалният метод²⁷. В основата на този вариант стои често възприеманата в теоретичната статистика хипотеза, че разпределението в даден подпериод възпроизвежда приблизително разпределението в основния период. Респективно, асиметрията в разпределението по подпериоди се възпроизвежда приблизително от разпределението в основния период.

Пропорционалният метод за деагрегиране на статистически данни притежава редица предимства. Чрез него се запазват в значителна степен тенденциите и закономерностите, характерни за целия статистически ред. Пропорционалният метод осигурява запазване на фактическите съотношения между равнищата на съседните периоди, което е най-вероятно. И не на последно място, методът е най-подходящ в случаите, когато акцентът се поставя не върху абсолютните равнища, а върху съотношенията между равнищата.

До 1995 г. данните за международните транзакции се събират с тримесечна периодичност. След 1995 г., в съответствие с *Ръководство по платежен баланс, V редакция*, статистическата информация се представя чрез месечна периодичност. С цел построяване на достатъчно дълги динамични редове е целесъобразно тримесечните данни за периода 1992-1995 г. да се деагрегират в месечни данни. Изборът на метод зависи от съдържанието и характера на всеки един статистически ред.

Статистическите данни за международните транзакции със стоки (*Стоки Кредит* и *Стоки Дебит*) по своя характер са периодни. Освен

по платежен баланс, V редакция.

²⁷ Хаджиев, В. Пропорционален метод за преобразуване на данни. Известия Сп. ИУ – Варна, 1998, кн. 2.

това, всички равнища за износа и вноса са неотрицателни²⁸. Следователно, най-подходящ метод за деагрегиране на статистическите данни от тримесечна в месечна периодичност е пропорционалният метод.

Статистическите данни за салдото по търговския баланс и текущата сметка (*Стоки Нето* и *Текуща сметка нето*) по своя характер са периодни. Но за разлика от статистическите данни за износа и вноса, салдото по търговския баланс и текуща сметка може да приема както положителни така и отрицателни стойности. Следователно, използването на пропорционалният метод е нецелесъобразно. Най-подходящо в този случай е да се използва методът *share*. По този начин ще се съхранят основните закономерности в развитието на салдото по текущата сметка. За показателя *Стоки Нето* може да се използва и по-ефективен начин за деагрегиране. За целта е необходимо първо да се деагрегират показателите *Стоки Кредит* и *Стоки Дебит* и след това да се изчисли показателят *Стоки Нето*. Месечните данни за елементите на информационната структура са представени в приложение 1.

III. Биспектрален анализ на външноикономическите неравновесия: резултати и анализи

Преди да се извърши биспектрален анализ на външноикономическите неравновесия са необходими няколко подготвителни етапа. Първо, спектралният анализ предявява изисквания към характера на обработваните статистически редове. В този смисъл са необходими допълнителни процедури по осигуряването на стационарност и избягването на *white noise process*. Второ, необходимо е предварително провеждане на едномерен спектрален

²⁸ Като се пренебрегне правилото, че статистическите данни за вноса в платежния баланс се отразяват с отрицателен знак.

анализ като предпоставка за коректно провеждане на биспектралния анализ.

3.1. Филтриране на статистически редове и тестване за *white noise process*

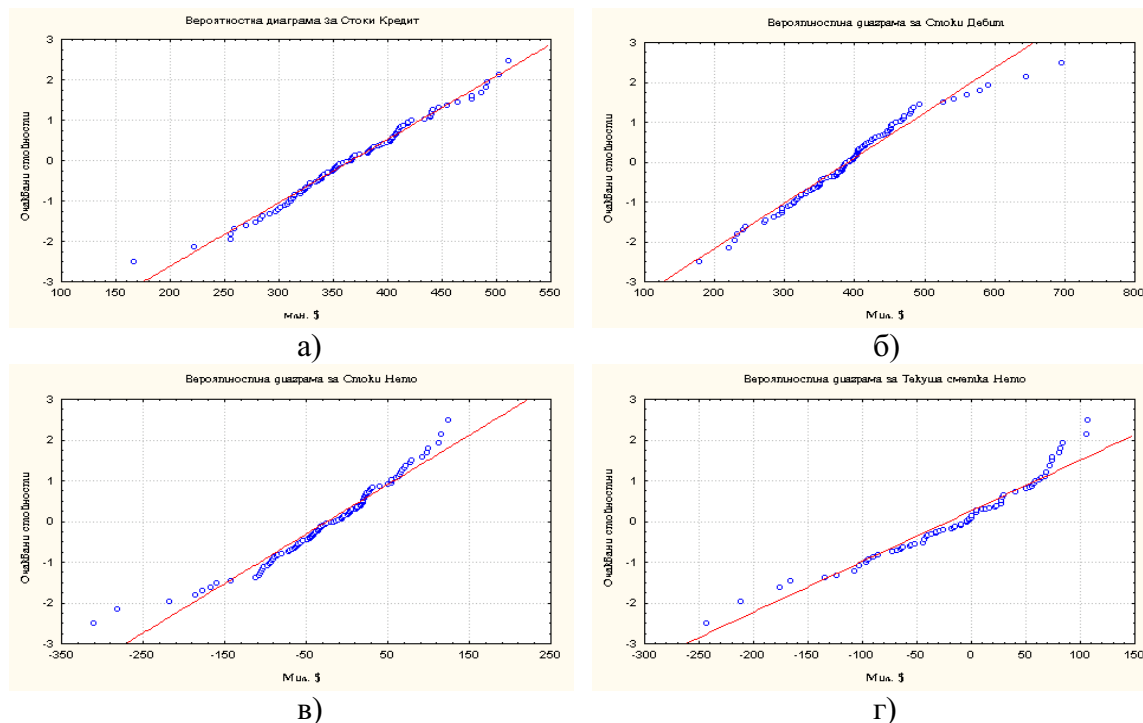
За осигуряване на надежност на резултатите от спектралния анализ²⁹ трябва да се решат няколко основни проблема. Първият проблем е свързан с тестване разпределението на изходните променливи и тяхната годност за иконометрично моделиране. Следващият проблем е свързан с отстраняването на компоненти, имащи много голяма дължина на вълната и практически притежаващи характер на тренд. Този проблем може да се реши чрез анализ на автокорелационната и частната автокорелационна функция, анализ на периодограмата и спектограмата, анализ на линейната диаграма и пр. Решаването на проблема с нестационарността е свързан и с подбора на подходящи филтри. И не на последно място трябва да се реши проблемът с установяването и отстраняването от изследването на редове и техните трансформации, имащи характер на бял шум (*white noise*)³⁰.

Емпиричното изследване на релациите между самостоятелните транзакции се основава на разнообразни по характер и съдържание данни, добити по различни методики, допълнени и обработени с различни методи, представени в различни форми и пр. Допълнително елементите на информационната структура са натоварени със смущения на грешките, разгледани подробно в предходния параграф. Изредените обстоятелства създават условия разпределенията на изходните статистически редове да се отклонят съществено от

²⁹ Тук и по-нататък терминът *спектрален анализ* се употребява в общ смисъл, т.е. включващ и биспектрален анализ.

³⁰ *White noise process* е случаен процес с математическо очакване 0 и крайна дисперсия $a_t \sim WN(0, \sigma^2)$. Вж. Mills, T. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Second Edition. Cambridge University Press, 1999, p. 28.

нормалното разпределение и по този начин да компрометират резултатите от иконометричното моделиране. За да се избегне тази възможност изходните редове се тестват за нормалност на разпределението. За целта се използва вероятностна диаграма за нормалност³¹. В основата на тази диаграма стои z -нормализацията на ранжираните наблюдения. В случаите, когато тестваните променливи притежават умерено асиметрично разпределение, то z -значенията се разполагат по диагонала на диаграмата. В останалите случаи z -значенията се разполагат перпендикулярно по диагонала на диаграмата. Резултатите са представени чрез фигура 1.



Фиг. 1. Вероятностни диаграми за нормално разпределение на изходните статистически редове *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*

Констатира се, че тестваните променливи притежават умерено асиметрично разпределение и формално отговарят на изискванията за иконометрично моделиране.

³¹ Statistica. Vol. III.: Statistics II. StatSoft, Tulsa OK, 1995, p. 3333.

Както е известно, за да се проведе коректно спектралният анализ е необходимо предварително изходните статистически редове да се преобразуват в стационарни. Това преобразуване се извършва чрез различни класове и типове филтри. От една страна, те осигуряват стационарност на обработваните редове. От друга страна, обаче, чрез неподходящи филтри е възможно да се елиминират или подтиснат съществени периодични компоненти. Така например, полином от “ n ” степен е възможно да резонира с периодичен процес на съответната честота. Авторегресионен процес, процес на плъзгащи се средни или смесен процес от съответен порядък също е възможно да резонира с периодичен процес на съответната честота.

При избора на филтри трябва да се вземат под внимание и целите на изследването, характерът на данните, дължината на статистическите редове и пр. От гледна точка на изградения по-рано модел и обръщаемостта на средствата, заангажирани във външната търговия, вниманието трябва да се съсредоточи предимно върху високочестотните колебания и релациите на високи честоти. Следователно, от редовете трябва да бъдат отстранени дългите вълни, включително и тренда, чрез високочестотни филтри (филтри, пропускащи високочестотните вълни и задържащи ниските вълни).

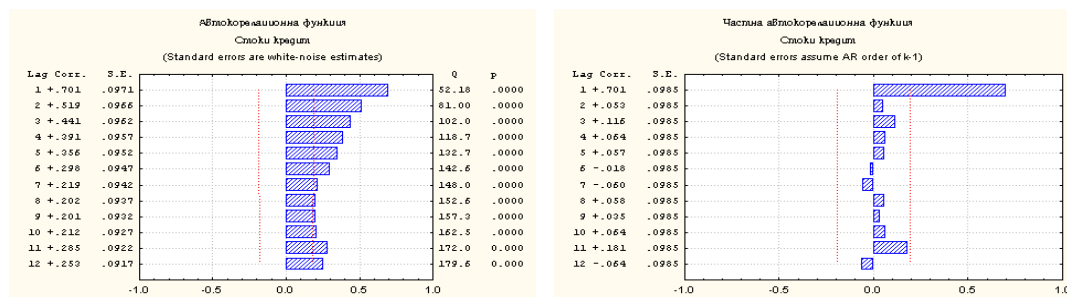
Теорията предлага различни класове от филтри – сумиращи филтри, разликови филтри, сумиращо-разликови филтри, честотни филтри и т.н.³² Като се има предвид казаното по-горе за целите на изследването, то най-подходящи са разликовите филтри. Трябва да се отбележи, че теоретично след определен брой диференцирания на реда се достига до случаен процес и е налице опасност от предиференциране³³. Конкретна последица от предиференцирането при използването на спектралния анализ е прекомерното подсилване на

³² Величкова, Н. Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономически явления. Наука и изкуство, С., 1981, с. 215.

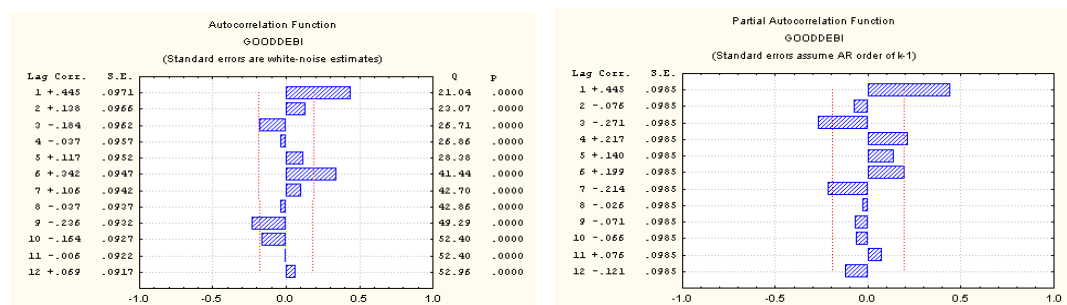
най-високите честоти и подтискане на значими по-ниски честоти. Като се вземе под внимание тази опасност и от прагматична гледна точка прилагането на преобразованието *последователни разлики* ще се извършва до онзи порядък, при който автокорелационната функция се стабилизира, липсват признаци за значим тренд и редът няма характер на *white noise*.

По-долу са представени автокорелационните функции (ACF) и частните автокорелационни функции (PACF) на променливите *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето*, *Текуща сметка Нето* като оригинални променливи. Стохастичните грешки са изчислени по следния начин: за автокорелационната функция стандартната грешка е изчислена като *white noise* процес, за частната автокорелационна функция - като авторегресионен процес от $k-1$ порядък³⁴.

а) Автокорелационна функция за статистически ред *Стоки Кредит*



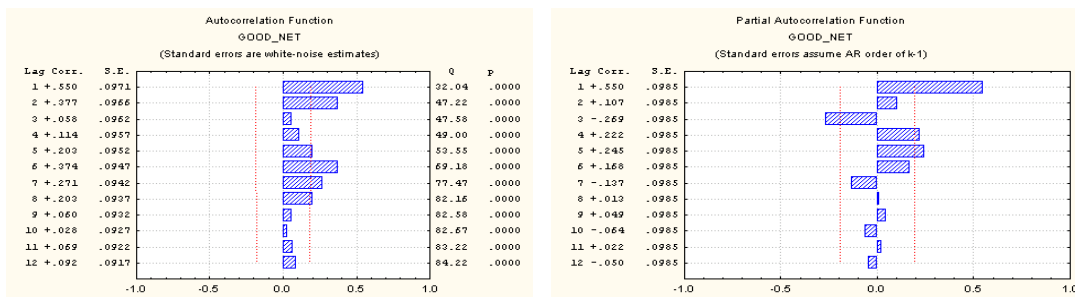
б) Автокорелационна функция за статистически ред *Стоки Дебит*



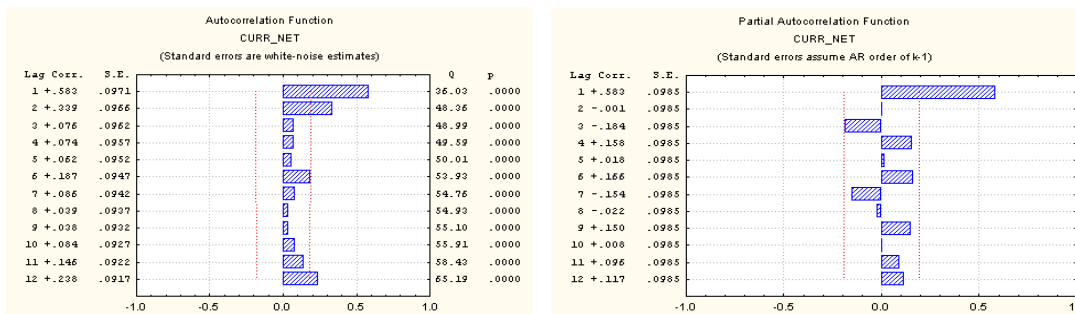
в) Автокорелационна функция за статистически ред *Стоки Нето*

³³ Mills, Terence. The Econometric ..., p. 63, p. 85.

³⁴ Statistica. Vol. III.: Statistics II ..., pp. 3331-3332.



г) Автокорелационна функция за статистически ред *Текуща сметка Нето*



Фиг. 2. Автокорелационни функции и частни авто-корелационни функции за *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*.

От анализа на корелограмите на автокорелационните функции и частните автокорелационни функции могат да се направят следните заключения:

1. По отделни редове се констатира разнообразни автокорелационни процеси. Така например, оригиналният ред *Стоки Кредит* е хистоматиен пример за авторегресионен процес от първи порядък. В подкрепа на това заключение се явява експоненциалното намаляване на автокорелационната функция и пик при лаг 1 на частната автокорелационна функция³⁵. Този процес е типичен за редове, притежаващи възходящ линейен тренд и следователно предизвикващи нестационарност в изходния ред.
2. При анализа на корелограмите на статистическия ред *Стоки Дебит* не може да се определи категорично характерът на процеса. Все пак високата положителна стойност на PACF при

³⁵ Statistica. Vol. III.: Statistics II ..., p. 3276; Mills, Terence. The Econometric ..., p. 15.

лаг 1 и следващите незначими стойности са признак за определен възходящ тренд.

3. Корелограмите на реда *Стоки Нето* индицират наличието на систематичен компонент, предизвикващ нестационарност. Аргументите са сериите от експоненциално намаляващата ACF и пика при лаг 1 на PACF.
4. Корелограмите на *Текуща сметка Нето* дават основание да се сметне, че е налице низходящ тренд. Аргументите отново са експоненциално намаляваща ACF и пик при лаг 1 на PACF.

За първи разлики на *Стоки Кредит* автокорелационната функция и частната автокорелационна функция приема стойности в рамките на стохастичната грешка (за ACF като *white noise estimation* и за PACF като авторегресионен процес от съответния порядък). Ако се следват формално препоръките на статистическата теория, би трябвало да се преустанови по-нататъшното използване на този ред и неговите разлики и да се търси филтриране чрез други методи.

Както отбелязват редица автори, критериите за равнище на значимост са твърде строги и при определени условия могат да се смекчат. Ако на този етап се приеме, че първи разлики на *Стоки Кредит* имат характер на *white noise*, то напълно възможно е да се пропуснат съществени характеристики от вариацията. Трябва да се отбележи, че редица стойности на автокорелационните функции са много близки до границата на стохастичната грешка. Следователно, напълно възможно е в първи разлики на *Стоки Кредит* да се съдържа цикличен систематичен компонент. За целта се намират втори, трети и т.н. разлики, с цел да се подсилят интересуващите ни високи честоти. Проверката за бял шум ще се осъществи на по-късен етап от изследването, а именно чрез тестване вида на разпределението на периодограмата.

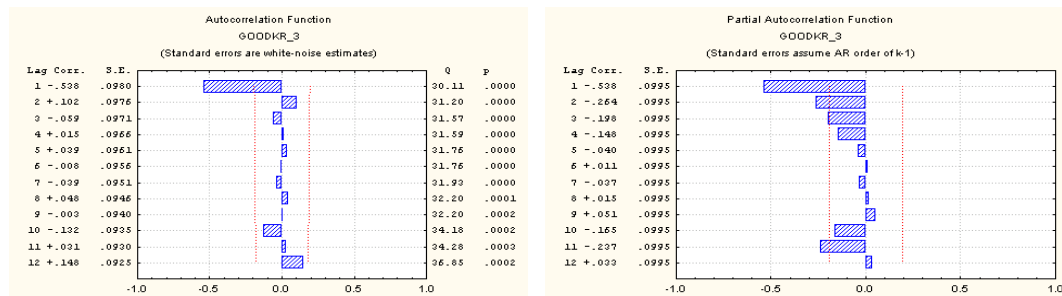
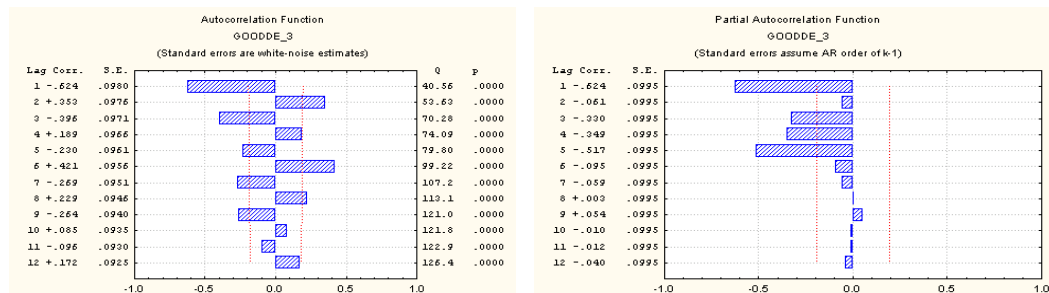
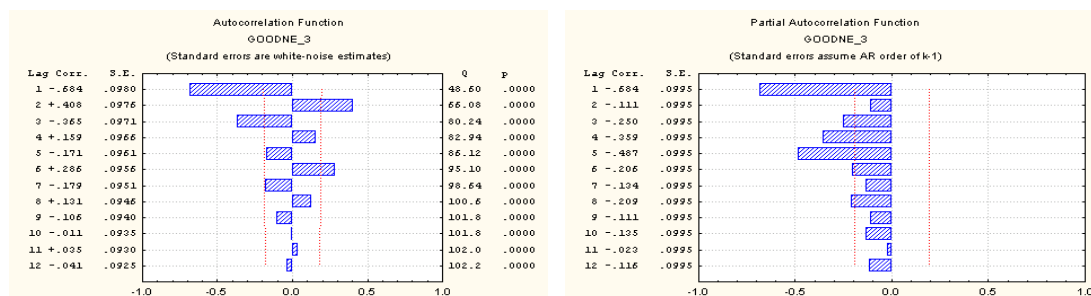
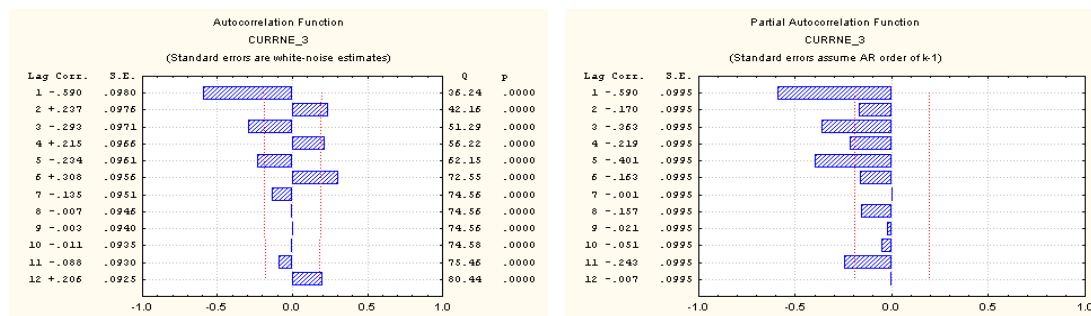
При втори, трети и четвърти разлики ACF и PACF се стабилизира и има приблизително характер на процес на плъзгащи се средни от втори порядък. Може да се сметне, че посочените редове не съдържат компоненти, генериращи нестационарност. Всички по-нататъшни диференцирания не променят характера на корелограмите.

При първи разлики на *Стоки Дебит* корелограмите отново не дават ясен отговор на въпроса за характера на процеса и има ли в него компоненти на нестационарност. ACF и PACF се стабилизируют при втори разлики и по-нагоре и приблизително отговарят на авторегресионен процес от втори порядък. Следователно, не са налице основания да се смята, че в посочените редове има компоненти, предизвикващи нестационарност по отношение на средната величина.

Корелограмите на първи разлики на *Стоки Нето* дават основание да се смята, че трендът с линеен характер е елиминиран. ACF и PACF се стабилизируют при втори, трети и четвърти разлики и притежават характер на смесен процес на авторегресия и плъзгащи се средни от втори порядък.

Първи разлики на *Текуща сметка Нето* елиминират систематичния компонент, но ACF и PACF се стабилизируют едва при втори, трети и четвърти разлики. Отново се достига приблизително до смесен процес на авторегресия и плъзгащи се средни от втори порядък.

Може да се направи извод, че преобразуването първи разлики елиминира тренда от четирите входни статистически реда и създава необходимите условия за провеждане на спектрален анализ. Автокорелационните функции и частните автокорелационни функции се стабилизируют при втори, трети, четвърти и т.н. разлики. Това навежда на решението, че не са необходими повече преобразувания. На фигура 3 са представени автокорелационните функции на втори разлики.

а) Автокорелационна функция за втори разлики на *Стоки Кредит*б) Автокорелационна функция за втори разлики на *Стоки Дебит*в) Автокорелационна функция за втори разлики на *Стоки Нето*г) Автокорелационна функция за втори разлики на *Текуща сметка Нето*

Фиг. 3. Автокорелационни функции и частни автокорелационни функции на втори разлики на *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*.

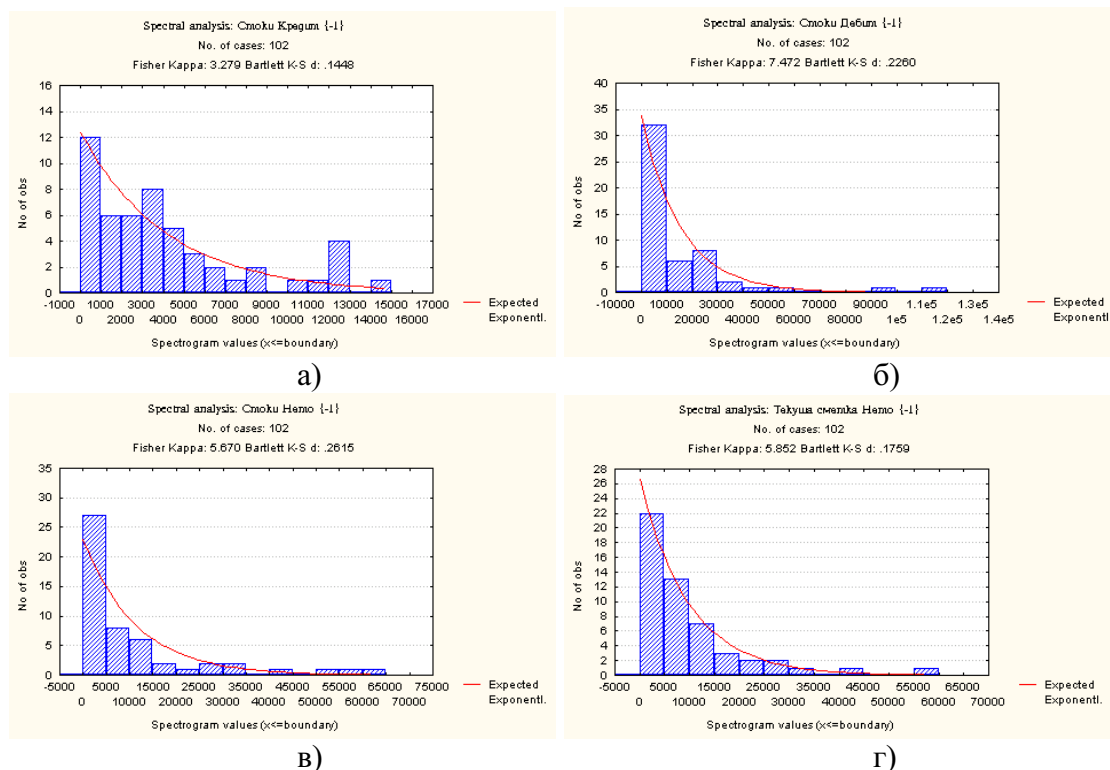
Следващият проблем при използването на спектрален анализ е свързан с опасността да се изследва, анализира и интерпретира ред, притежаващ характер на бял шум. За разлика от теоретичните редове,

емпиричните редове съдържат много хармонични компоненти, създаващи условия за бял шум. За тях могат да се намерят различни обяснения, като едно от най-често използваните и най-лесно интерпретираните е ефектът *leakage*³⁶. Последният се обяснява като разливане, изтичане на спектрална плътност от основната честота в съседните честоти. В резултат много често периодограмата формално придобива характер на *white noise*. Идентифицирането на бял шум може да се извърши чрез редица методи, като най-често се използва проверка на хипотеза за съответствие между емпирични и теоретични разпределения. Трябва да се отбележи, че поставянето на много строги критерии при откриването на бял шум води до подбор на редове със значително обеднен спектър. Затова е необходимо да се намери необходимият компромис между надежност на изследването и съдържание на обработваните редове.

Проблемът се решава чрез тестване на разпределението на периодограмата за различие от експоненциалното разпределение. Като критерии могат да се използват статистиката на Колмогоров-Смирнов, статистиката на Фишер-Капа, χ^2 статистика, хистограмата на периодограмата и пр³⁷. В това изследване като критерий за съответствие между експоненциалното разпределение и емпиричното разпределение на периодограмата ще се използва d -статистиката на Бартлет Колмогоров-Смирнов. Нулевата хипотеза ще гласи, че разликата между двете разпределения е несъществена. Алтернативната хипотеза ще гласи, че разликата между двете разпределения е съществена. Граничното значение на d -статистиката при равнище на значимост 10% е 0,41. Разпределенията на първи разлики на входните променливи са представени на фигура 4.

³⁶ Statistica. Vol. III.: Statistics II ..., p. 3303.

³⁷ Statistica. Vol. III.: Statistics II ..., p. 3436; Statistica. Vol. I.: Conventions & Statistics I. StatSoft, Tulsa OK, 1995, p. 1601.



Фиг. 4. Хистограми на периодограмите на първите разлики на *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*

Установи се, че според използвания критерий всички първи разлики имат характер на *white noise*. От вторите разлики, само тези на *Стоки Кредит* отново имат характер на бял шум. Следователно, на изследване чрез спектралния анализ се подлагат трети разлики на *Стоки Кредит*, втори разлики на *Стоки Дебит*, втори разлики на *Стоки Нето* и втори разлики на *Текуща сметка Нето*. Всички *d*-характеристики са представени в таблица 1.

Таблица 1. Бартлет Колмогоров-Смирнов *d* статистики за изследваните статистически редове

Входящи променливи	Порядък на разликите			
	{-1}	{-2}	{-3}	{-4}
<i>Стоки Кредит</i>	0,1448	0,3883	0,5100	0,5780
<i>Стоки Дебит</i>	0,2260	0,4590	0,5823	0,6269
<i>Стоки Нето</i>	0,2615	0,4996	0,6016	0,6464
<i>Текуща сметка Нето</i>	0,1759	0,4088	0,5238	0,5850

3.2. Оценка на периодични компоненти чрез едномерен спектрален анализ

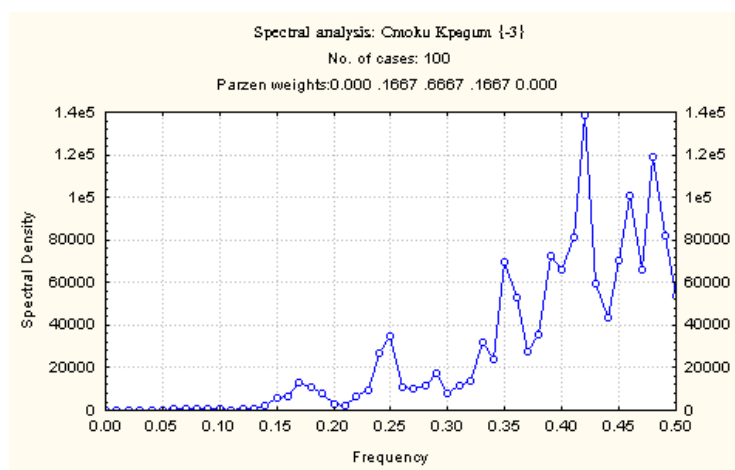
Провеждането на спектралния анализ, включително оценката на автоспектъра и биспектъра, се осъществява въз основа на алгоритмите, заложи в програмния продукт “Statistica '98 Edition” на Statsoft. Параметрите на анализа се оценяват за $n/2$ точки, при нечетен брой наблюдения се елиминира последното наблюдение от реда (*padding*). За изглаждането на оценките на спектъра се предлагат корелационните прозорци на Даниел, Тюки, Хаминг, Парзен, Бартлет и пр. Трябва да се отбележи, че с изключение на първия, останалите корелационни прозорци изглаждат сравнително еднакво спектралната плътност. При конкретното изследване се използва прозорецът на Парзен с ширина $L=5$. Според препоръките на редица автори, филтърът на Парзен елиминира задоволително случайните пикове и намалява преливането на спектралната плътност по съседни честотни ивици³⁸. Някои автори препоръчват по-голяма ширина на прозореца. По-широките интервали, обаче, водят до прекомерно изглаждане, вследствие на което се губят практически всички интересоващи ни пикове. Трябва да се отбележи, че използваните в *Statistica* филтри са със стандартизирани тегла. Т.е. сумата от всички тегла е равна на 1.

Икономическото интерпретиране на резултатите от биспектралния анализ не може да се осъществи самостоятелно или разделено от едномерния спектрален анализ. Още повече, че характеристиките на самия биспектрален анализ не могат да се интерпретират сами за себе си, а едновременно³⁹. Тук става въпрос за препоръките, които се дават за интерпретацията на кохерентния спектър, кросамплитудата и фазовия спектър. Смята се, че много ниските спектрални плътности на отделните променливи на дадени

³⁸ Величкова, Н. Статистически ..., с. 212.

честоти, ще предизвикат високи лъжливи стойности на кохерентния спектър на същите честоти. Ето защо се препоръчва резултатите от биспектралния анализ да се интерпретират едновременно с резултатите от едномерния спектрален анализ. Следователно, първо ще се изследва периодичният компонент в самите променливи и след това ще се анализира корелационната връзка между променливите на различни честоти.

Спектралната плътност на трети разлики на *Стоки Кредит* е представена на фигура 5.



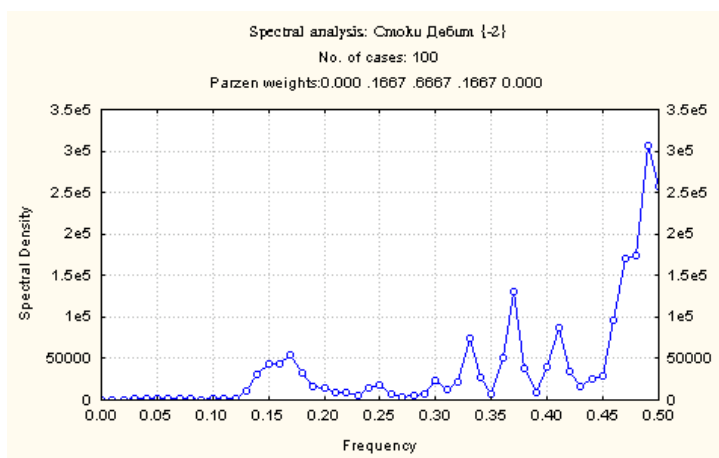
Фиг. 5. Спектрална плътност на *Стоки Кредит* трети разлики.

Установява се, че диаграмите на спектралните плътности при трети и четвърти разлики на *Стоки Кредит* съвпадат. По този начин се потвърждават заключенията за значимите периодични компоненти на статистическия ред. Доколкото спектограмата на четвърти разлики се измества минимално надясно, то това се дължи на процедурата *padding* (скъсяване на изходния ред в резултат на изчисляване на разлики от по-висок ред и осигуряване на четен брой наблюдения за преобразуванията на Фурие) и характера на използвания филтър.

Най-значимите периодични компоненти за износа на България са на честоти 0,25 Hz, 0,35 Hz, 0,42 Hz, 0,46 Hz, 0,48 Hz, които отговарят на дължина на вълната от 4 месеца, 2,8 месеца, 2,4 месеца, 2,2 месеца и

2,1 месеца. Различията на спектралните плътности на трети и четвърти разлики на честоти 0,17 Hz и 0,39 Hz могат напълно да се обяснят с характера на използвания филтър, който подчертава по-високите честоти.

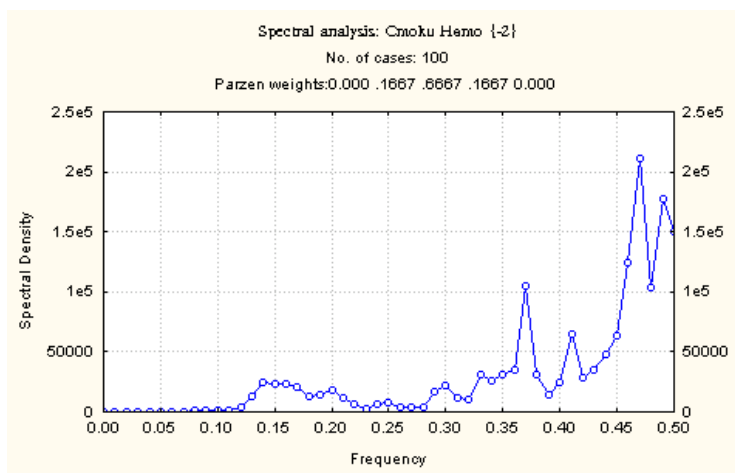
Спектралната плътност на втори разлики на *Стоки Дебит* е представена на фигура 6.



Фиг. 6. Спектрална плътност на *Стоки Дебит* втори разлики.

При идентифицирането на значими локални максимуми на спектралната функция за втори, трети и четвърти разлики трябва да се имат предвид спецификата на изчисленията и характерът на използваните филтри. В този смисъл се констатира пълно съвпадение на локалните пикове за втори и трети разлики и почти пълно съвпадение с локалните пикове на четвърти разлики. Най-значими периодични компоненти за вноса на България са на честоти 0,25 Hz, 0,33 Hz, 0,37 Hz, 0,41 Hz и 0,49 Hz, които отговарят на дължина на вълната от 4 месеца, 3 месеца, 2,7 месеца, 2,4 месеца и 2 месеца.

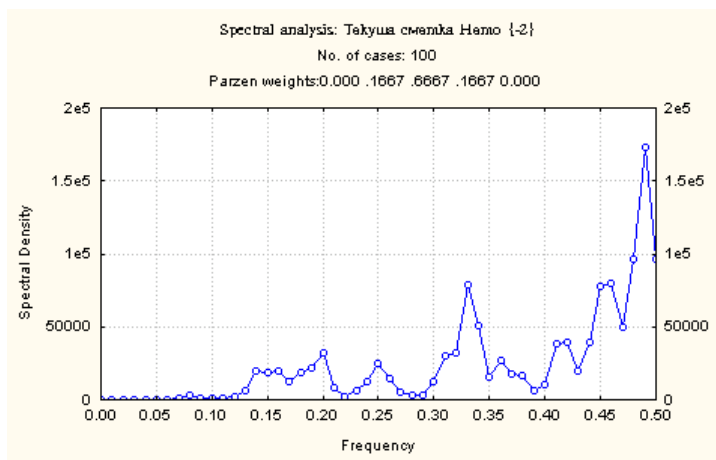
Спектралната плътност на втори разлики на *Стоки Нето* е представена на фигура 7.



Фиг. 7. Спектрални плътности на *Стоки Нето* втори разлики.

Установява се, че спектралните плътности на втори, трети и четвърти разлики съвпадат. Доколкото при четвърти разлики се появява пик и при честота 0,33 Hz, то това може да се отдаде на използвания филтър и подчертаването на сравнително високите честоти или на разливането на честоти между 0,30 Hz и 0,37 Hz. Спектралната функция има пикове при честоти 0,14 Hz, 0,30 Hz, 0,37 Hz, 0,41 Hz, 0,47 Hz и 0,49 Hz. Ако се придържаме към предварително възприетия критерий, че даден периодичен компонент е съществен само тогава, когато се препотвърждава от различните варианти на модела, то можем да приемем, че честоти 0,37 Hz, 0,47 Hz и 0,49 Hz са честоти на съществен компонент. Следователно в изменението на *Стоки Нето* са налице периодични компоненти с дължина на вълната от 2,7 месеца, 2,1 месеца и 2 месеца.

Спектралната плътност на втори разлики на *Текуща сметка Нето* е представена на фигура 8.



Фиг. 8. Спектрални плътности на *Текуща сметка Нето* втори разлики.

Чрез аналогични разсъждения се установява, че за *Текуща сметка Нето* съществените периодични компоненти са на честоти 0,25 Hz, 0,33 Hz, 0,42 Hz, 0,46 Hz и 0,49 Hz. Тези честоти отговарят на дължина на вълната от 4 месеца, 3 месеца, 2,4 месеца, 2,2 месеца и 2 месеца.

Констатираните циклични компоненти в изменението на *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето* варират от 2 до 4 месеца. Възниква въпросът доколко тези компоненти имат цикличен характер и доколко – сезонен характер. Изясняването на този проблем е свързан със следните разсъждения.

По определение сезонните колебания са устойчиво повтарящи се колебания с еднаква амплитуда и продължителност 1 година⁴⁰. От гледна точка на спектралния анализ, ако статистическите данни са представени чрез месечна периодичност, то продължителността на сезонният цикъл е 12, а ако статистическите данни са представени чрез тримесечна периодичност – 4.

Може да се приеме, че ако периодът на колебанието е кратно на 12 (респективно на 4), то има и сезонен характер. И обратно, ако периодът на колебанието не е кратно на 12 (респективно на 4), то няма

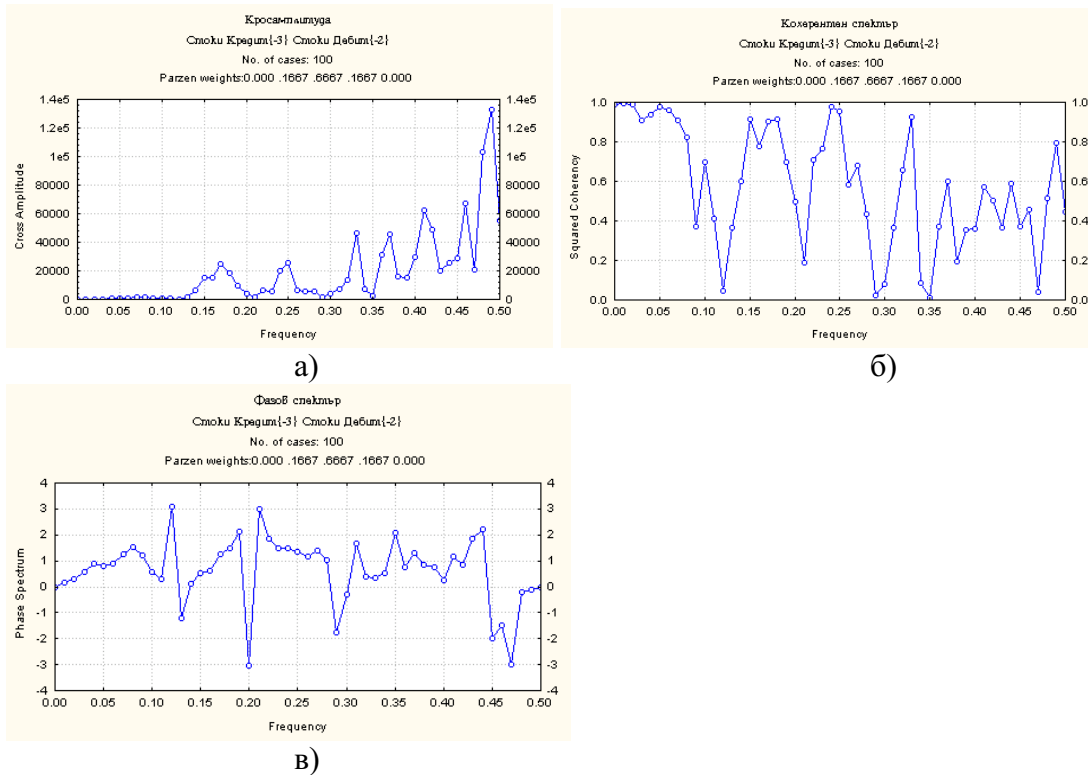
⁴⁰ Величкова, Н. Статистически ..., с. 184

сезонен характер. Това произтича от факта, че некратните на 12 (респективно на 4) периодични компоненти ще се изместват с течение на времето в рамките на годината. От тук и изводът, че не могат да бъдат предизвикани от сезонни фактори.

От гледна точка на направените разсъждения констатираните по-горе периодични компоненти от 2, 3 и 4 месеца най-вероятно имат смесен характер – сезонен и цикличен. Всички останали периодични компоненти, които не са кратни на 12, имат цикличен характер.

2.3. Оценка на зависимости между периодични компоненти на външноикономическите неравновесия чрез биспектрален анализ

Първото отношение, което ще бъде изследвано чрез биспектралния анализ е релацията *Стоки Кредит* \Leftrightarrow *Стоки Дебит*. Условно приемаме, че *Стоки Кредит* е факторната променлива, а *Стоки Дебит* – резултативната променлива. Както беше уточнено по-горе, като основни характеристики на анализа ще се използват кросамплитудата, кохерентният спектър и фазовият спектър. На фигура 9 са представени хистограмите на тези характеристики.



Фиг. 9. Кросамплитуда, кохерентен спектър и фазов спектър на трети разлики *Стоки Кредит* и втори разлики *Стоки Дебит*.

Констатира се специфична комбинация от характеристики за описване на връзката на различни честоти между *Стоки Кредит* и *Стоки Дебит*. Тя е типичен пример за съвместна интерпретация на резултатите от едномерния спектрален анализ и характеристиките на биспектралния анализ. Особеното в случая е, че докато значима ковариация се трупа на относително високите честоти, то тясна степен на корелация се натрупва в ниските честоти. Това противоречие може да се обясни по следния начин:

1. Използването на последователните разлики като филтър е довело до изглаждане на ниски честоти за всички изследвани серии. Вследствие на това, в този диапазон се констатира много висока корелация, намираща израз в кохерентни оценки, близки до 1.
2. Както се твърди в специализираната литература, в честотни области, където спектралните плътности са много ниски, по

правило се констатира високи кохерентни оценки. Това произтича технически от самата формула за изчисляване на характеристиката. В конкретния случай в нискочестотната област имаме твърде ниски спектрални плътности и е естествено да се получат много високи кохерентни спектри.

- Следователно, не трябва да се интерпретира кохерентният спектър там, където спектралната плътност по отделни променливи е твърде ниска – в случая в областта на ниските честоти.

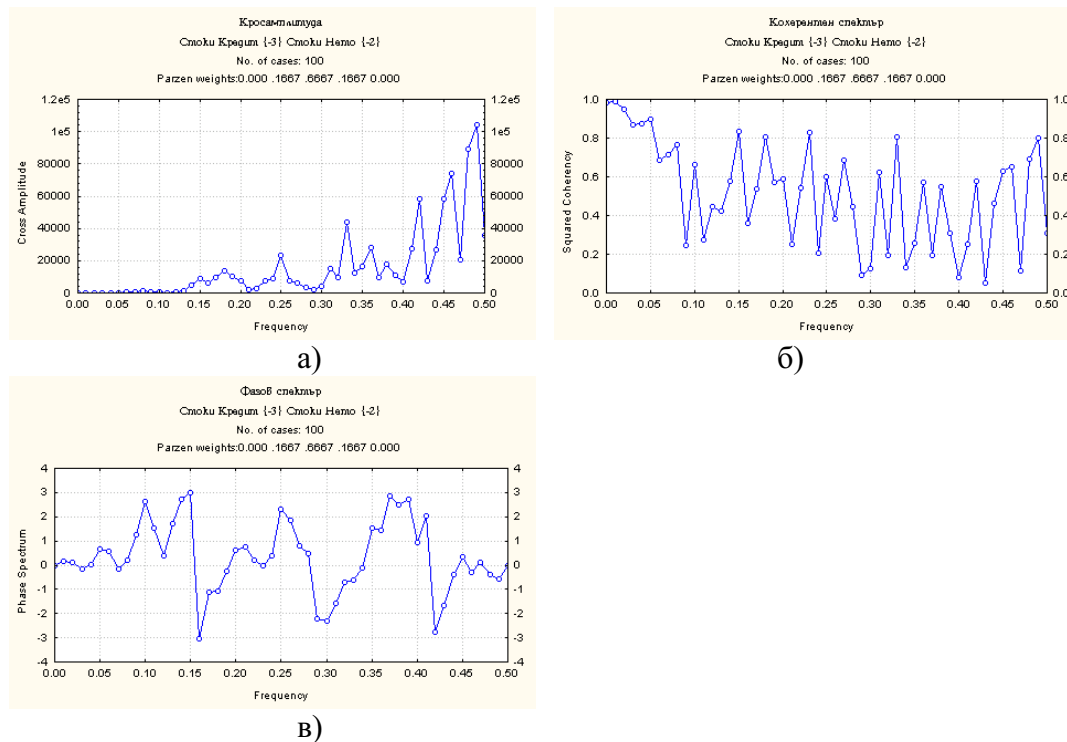
Локалните максимуми на ковариацията между *Стоки Кредит* и *Стоки Дебит* са представени в таблица 2.

Таблица 2. Оценки на кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър за трети разлики *Стоки Кредит* и втори разлики *Стоки Дебит*

Честота Hz	Период месеци	Крос амплитуда	Кохерентен спектър	Gain X/Y	Gain Y/X	Фазов спектър
0,17	5,9	25221,8	0,904	1,965	0,460	1,24
0,25	4,0	25248,7	0,957	0,724	1,323	1,37
0,32	3,1	13784,3	0,657	1,014	0,648	0,39
0,37	2,7	45853,6	0,602	1,676	0,359	1,30
0,41	2,4	62664,8	0,570	0,770	0,741	1,16
0,46	2,2	67006,1	0,459	0,667	0,688	-1,47
0,49	2,0	132773,6	0,796	1,625	0,490	-0,13

Съвпадение на пикове на кросамплитуда и кохерентен спектър се констатира на честоти 0,32 Hz и 0,49 Hz. Фазовият спектър има сравнително малки по абсолютна стойност значения, следователно двете променливи са силно корелирани. При честота 0,32 Hz фазовият спектър приема стойност +0,39. Водеща в генерирането на периодичния компонент е променливата *Стоки Дебит*. При честота 0,49 Hz фазовият спектър приема стойност -0,13. Следователно, при тази честота двете променливи са свързани тясно и водеща е *Стоки Кредит*. Оценките на останалите варианти от този модел не се различават съществено.

Следващото отношение, което ще бъде изследвано чрез биспектралния анализ, е отношението *Стоки Кредит* \Leftrightarrow *Стоки Нето*. Условно приемаме, че *Стоки Кредит* е независима променлива, а *Стоки Нето* – зависима променлива. На фигура 10 са представени кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър.



Фиг. 10. Кросамплитуда, кохерентен спектър и фазов спектър на трети разлики *Стоки Кредит* и втори разлики *Стоки Нето*.

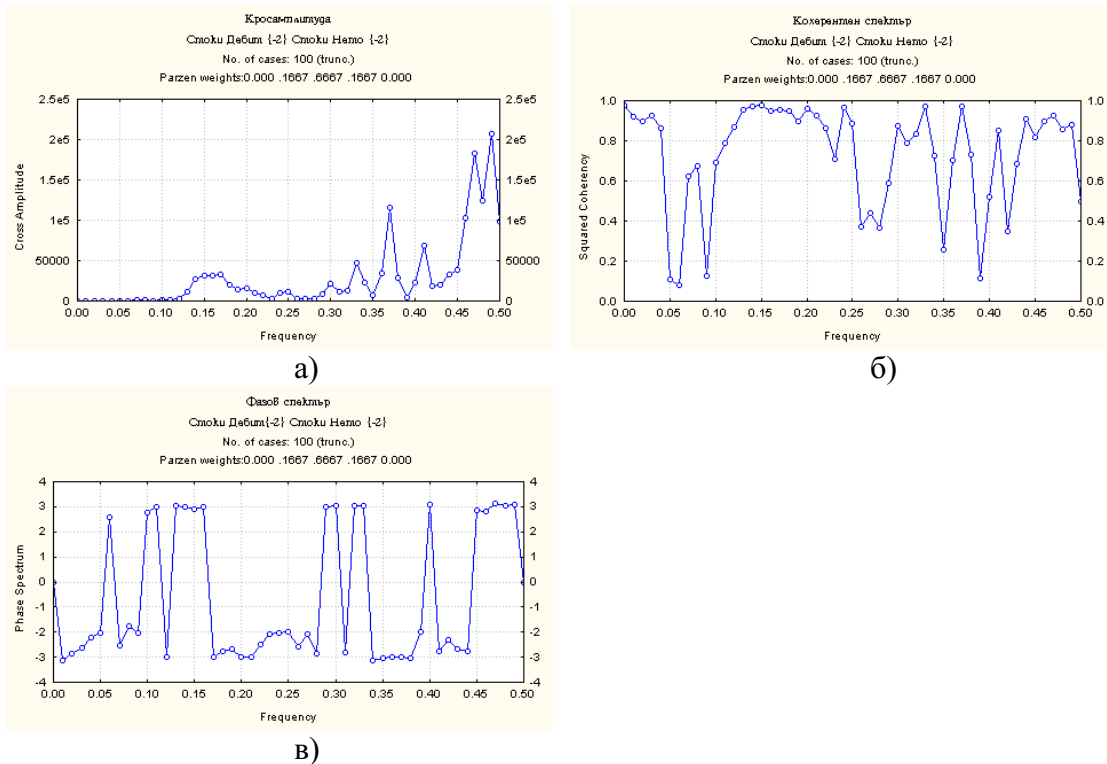
Отново се установи, че кохерентният спектър показва лъжлива корелация на ниските честоти. Причините за тази аномалия са същите, като на предходния модел. Локални максимуми на кросамплитудата между *Стоки Кредит* и *Стоки Нето* се констатират на няколко честоти.

Таблица 3. Оценки на кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър за трети разлики *Стоки Кредит* и втори разлики *Стоки Нето*

Честота Hz	Период месеци	Крос амплитуда	Кохерентен спектър	Gain X/Y	Gain Y/X	Фазов спектър
0,18	5,6	13771,6	0,81	1,25	0,65	-1,08
0,25	4,0	23283,4	0,60	0,67	0,90	2,31
0,33	3,0	44243,5	0,81	1,40	0,58	-0,61
0,36	2,8	27967,3	0,57	0,53	1,08	1,43
0,42	2,4	58491,3	0,58	0,42	1,37	-2,75
0,46	2,2	74313,6	0,65	0,74	0,88	-0,31
0,49	2,0	104198,5	0,80	1,28	0,63	-0,56

Съвпадение на оценките за силата на зависимостта чрез кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър има на честоти 0,18 Hz, 0,33 Hz, 0,46 Hz и 0,49 Hz. При всички изброени честоти фазовият спектър приема отрицателни стойности. Следователно, доколкото има връзка между периодичните компоненти на *Стоки Кредит* и *Стоки Нето*, то водещ е *Стоки Кредит*.

В следващия модел ще се изследва влиянието на *Стоки Дебит* върху *Стоки Нето* на различни честоти. Следователно *Стоки Дебит* е независима променлива а *Стоки Нето* – зависима променлива.



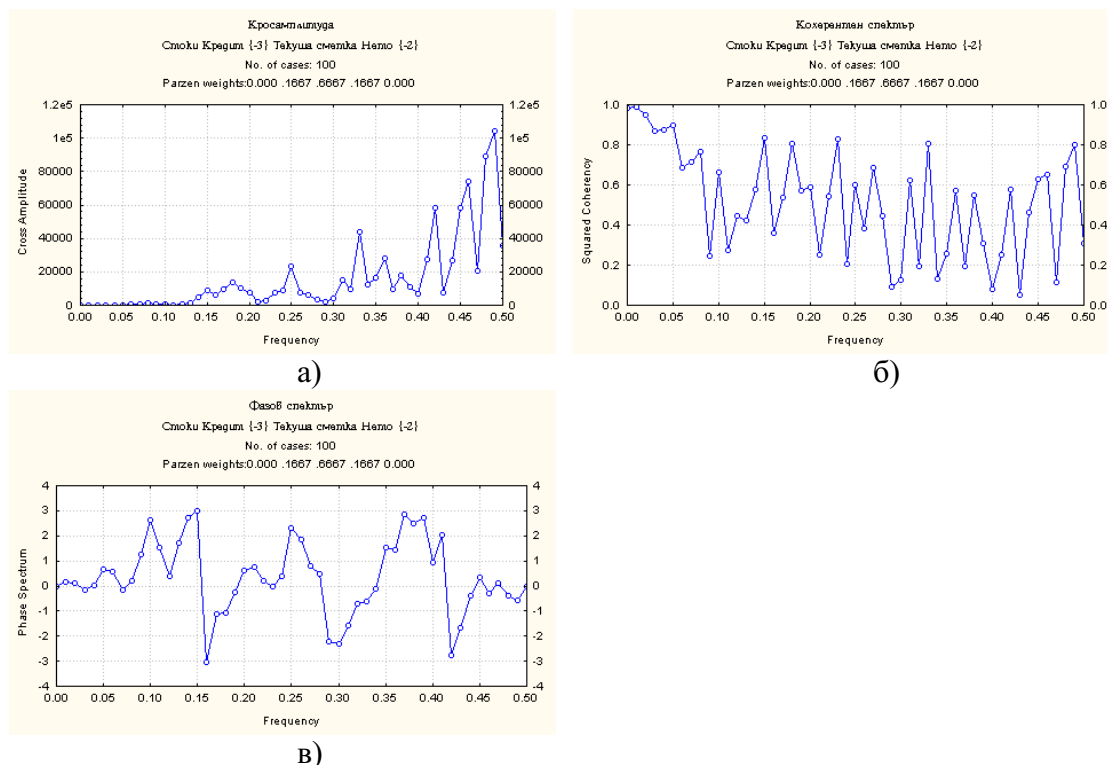
Фиг. 11. Кросамплитуда, кохерентен спектър и фазов спектър на втори разлики *Стоки Дебит* и втори разлики *Стоки Нето*.

Получените резултати от оценката на модела са характерни с това, че на всички честоти, за които се констатира локален максимум на кросамплитудата и кохерентния спектър, се констатира максимален по абсолютна стойност фазов спектър. Това противоречи на останалите характеристики за модела. Дори нещо повече, за целия диапазон от 0 до 0,5 Hz фазовият спектър приема максимални по абсолютна стойност значения. Трябва да се отбележи и това, че в другите варианти на модела фазовият спектър се различава, но отново далеч от нулата. Следователно, въз основа на използваните данни не може да се направи категорично заключение за тясна обвързаност на периодични компоненти на *Стоки Дебит* и *Стоки Нето*.

Таблица 4. Оценки на кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър за втори разлики *Стоки Дебит* и втори разлики *Стоки Нето*

Честота Hz	Период месеци	Крос амплитуда	Кохерентен спектър	Gain X/Y	Gain Y/X	Фазов спектър
0,17	5,9	32625,1	0,95	0,60	1,60	-3,00
0,33	3,0	47583,3	0,97	0,65	1,51	3,04
0,37	2,7	115320,7	0,97	0,88	1,10	-2,98
0,41	2,4	69324,1	0,85	0,80	1,07	-2,76
0,47	2,1	182732,5	0,92	1,07	0,86	3,13
0,49	2,0	207317,7	0,88	0,68	1,30	3,08

Чрез следващия модел ще се изследва корелационната връзка между *Стоки Кредит* и *Текуща сметка Нето*. Трети разлики на *Стоки Кредит* се приема за факторна променлива, а втори разлики на *Текуща сметка Нето* – като зависима променлива. На следващите хистограми са представени по-важните характеристики на биспектралния анализ.



Фиг. 12. Кросамплитуда, кохерентен спектър и фазов спектър на трети разлики *Стоки Кредит* и втори разлики *Текуща сметка Нето*.

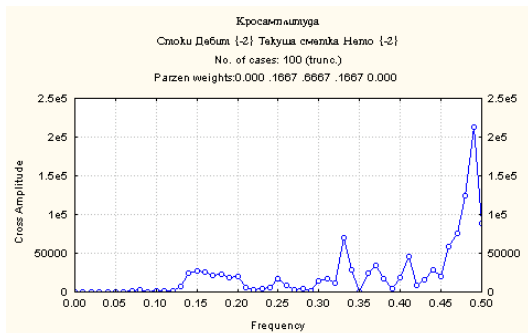
Констатира се, че при този модел на изследване кросамплитудата приема максимални значения на честоти 0,18 Hz, 0,25 Hz, 0,33 Hz,

0,42 Hz, 0,46 Hz и 0,49 Hz. Оценките на кохерентния спектър потвърждават направените заключения. Оценките на фазовия спектър потвърждават наличието на значими периодични компоненти само на честоти 0,18 Hz, 0,33 Hz, 0,46 Hz и 0,49 Hz. Оценките са отрицателни и потвърждават първоначалната хипотеза за въздействие на периодичните компоненти на *Стоки Кредит* върху *Текуща сметка Нето*. Подробните резултати са представени в таблица 5.

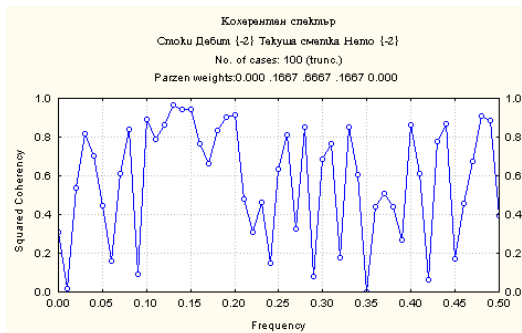
Таблица 5. Оценки на кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър за трети разлики *Стоки Кредит* и втори разлики *Текуща сметка Нето*

Честота Hz	Период месеци	Крос амплитуда	Кохерентен спектър	Gain X/Y	Gain Y/X	Фазов спектър
0,18	5,6	13771,6	0,81	1,25	0,65	-1,08
0,25	4,0	23283,4	0,60	0,67	0,90	2,31
0,33	3,0	44243,5	0,81	1,40	0,58	-0,61
0,42	2,4	58491,3	0,58	0,42	1,37	-2,75
0,46	2,2	74313,6	0,65	0,74	0,88	-0,31
0,49	2,0	104198,5	0,80	1,28	0,63	-0,56

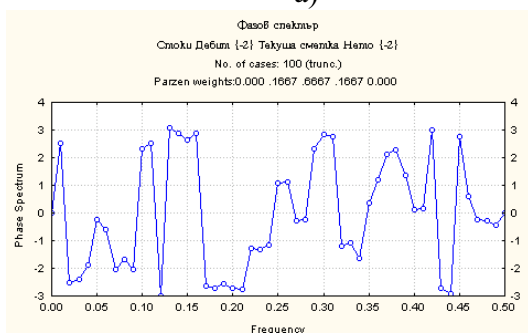
В последния модел на изследване се оценява връзката между *Стоки Дебит* и *Текуща сметка Нето*. Приема се, че *Стоки Дебит* е независима променлива, а *Текуща сметка Нето* - зависима променлива.



а)



б)



в)

Фиг. 13. Кросамплитуда, коерентен спектър и фазов спектър на втори разлики *Стоки Дебит* и втори разлики *Текуща сметка Нето*.

За последния модел на релации най-висока ковариация и корелация се установява на честоти 0,15 Hz, 0,25 Hz, 0,33 Hz, 0,37 Hz, 0,41 Hz и 0,49 Hz. Чрез фазовия спектър се потвърждават само четири от изброените честоти. За честоти 0,33 Hz и 0,49 Hz фазовият спектър приема отрицателни стойности, следователно периодичните компоненти на *Стоки Дебит* предизвикват периодични компоненти в *Текуща сметка Нето*. За честоти 0,25 Hz и 0,41 Hz фазовият спектър приема положителни стойности и следователно акумулираните неравновесия в *Текуща сметка Нето* създават условия за съответния периодичен компонент в *Стоки Дебит*. Подробните резултати са представени в таблица 6.

Таблица 6. Оценки на кросамплитудата, кохерентния спектър и фазовия спектър за втори разлики *Стоки Дебит* и втори разлики *Текуща сметка Нето*

Честота Hz	Период месеци	Крос амплитуда	Кохерентен спектър	Gain X/Y	Gain Y/X	Фазов спектър
0,15	6,7	27516,8	0,94	0,63	1,49	2,63
0,25	4,0	16896,9	0,63	0,93	0,68	1,07
0,33	3,0	70469,5	0,85	0,96	0,89	-1,06
0,37	2,7	33857,5	0,51	0,26	1,96	2,11
0,41	2,4	45141,9	0,61	0,52	1,19	0,16
0,49	2,0	213287,0	0,88	0,70	1,27	-0,45

Както беше отбелязано по-рано, основният интерес в изследването е насочен към периодични компоненти, обусловени от краткосрочния интерес на резидентите. В този смисъл основните честоти, на които се констатира релация между *Стоки Кредит* и *Стоки Дебит*, между *Стоки Кредит* и *Стоки Дебит*, от една страна, и *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*, от друга страна, са 0,18 Hz, 0,25 Hz, 0,33 Hz, 0,37 Hz, 0,41 Hz, 0,46 Hz и 0,49 Hz.

Преобладаваща част от значимите периодични компоненти са на честоти, близки до 0,5 Hz. Трябва ли да се вземат под внимание периодични компоненти на тази честота? Формално погледнато, би трябвало вариацията на тази честота да се разглежда като случаен процес. От икономическа гледна точка, обаче, един търговски цикъл с дължина на вълната 2-2,5 месеца е напълно обясним. С такъв времеви хоризонт може да се обясни краткосрочният интерес на резидентите да осъществят оборота на средствата, вложени във външна търговия. Някои от разглежданите честоти е възможно да имат и сезонен характер, но не непременно.

Като цяло се потвърждава предварителната хипотеза, че променливите *Стоки Кредит* и *Стоки Дебит* генерират периодичен компонент в *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*. Противоположната хипотеза, че акумулираните разлики по *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето*, са условие за генериране на периодичен компонент в *Стоки*

Кредит и *Стоки Дебит* се потвърждава в единични случаи и е по-скоро изключение, отколкото правило.

Заклучение

Външното неравновесие е естествено състояние на отворената икономика. Неравновесието може да се определи като неприемливо само тогава, когато проявява устойчив еднозначен характер за дълъг период от време и липсват переспективи и виждане за инструментите, чрез които ще се компенсира. От направения анализ се установи, че липсват убедителни данни за хронични външноикономически дефицити на България, измерени чрез салдото по търговския баланс и салдото по текущата сметка. В подкрепа на това заключение се посочва липсата на реципрочно развитие на външните активи и външните пасиви, липсата на реципрочно бюджетно и парично неравновесие, увеличаването на брутните валутни резерви на централната банка и пр.

Противоречието между данните за самостоятелните транзакции и използваните допълнителни макропоказатели може да се обясни с недостатъчно добра апроксимация на постъпленията и плащанията по тях. Следователно, салдото по търговския баланс и салдото по текущата сметка на този етап от развитието на икономическата статистика не трябва да се абсолютизират при интерпретацията на външно-икономическите неравновесия.

Въз основа на направените заключения за характера на външноикономическите неравновесия се изгражда теоретичен модел на релациите между самостоятелните транзакции, лага и автолага. Достига се до заключението, че най-подходящ метод за изследване на зависимости на различни честоти е биспектралния анализ. За целта се използват статистическите показатели *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*,

Стоки Нето и *Текуща сметка Нето* с месечна честота за периода януари 1992-септември 2000 г.

Констатира се, че износът и вносът са корелирани по определен периодичен закон. Чрез това се доказва, че разходите за внос се финансират предимно за сметка на приходите от износ и обратното. Най-съществени корелации се констатира на честоти 0,32 Hz и 0,49 Hz. При дължина на цикъла 3,1 месеца, разходите за внос са предпоставка за извършване на износ. При дължина на цикъла 2 месеца, приходите от износ са фундамент за осъществяване на внос.

Установи се определена периодична релация между самостоятелните транзакции и салдата между тях. Отношението износ \Leftrightarrow внос на стоки и услуги зависи от износа на честоти 0,18 Hz, 0,33 Hz, 0,46 Hz и 0,49 Hz, което отговаря на периоди от 5,6 месеца, 3 месеца, 2,2 месеца и 2 месеца. При всички установени случаи негативните салда зависят от износа на стоки. Не се констатира обратните релации – износът на стоки да зависи от негативните салда по търговския баланс.

Установи се, че отношението износ \Leftrightarrow внос на стоки, услуги и доходи зависи от износа на стоки на същите честоти, както и отношението износ \Leftrightarrow внос на стоки и износа на стоки. Чрез това се доказва значимата роля на износа на стоки при формирането на салдото по текущата сметка за периоди от 5,6 месеца, 3 месеца, 2,2 месеца и 2 месеца.

Констатира се, че вносът е в значими релации със салдото по текущата сметка на честоти 0,25 Hz, 0,33 Hz, 0,41 Hz и 0,49 Hz. При дължина на вълната от 3 месеца и 2 месеца, вносът генерира негативни салда по текущата сметка. При дължина на вълната от 4 месеца и 2,4 месеца, салдото по текущата сметка, от своя страна, е предпоставка за увеличение на вноса. Получените резултати биха могли да имат и

сезонен характер. В този смисъл в определени периоди вносът и негативните салда трябва да се разглеждат като необходима материална предпоставка за износа на услуги и т.н.

Получените резултати биха подпомогнали изучаването и разбирането на външноикономическите неравновесия на България. Констатираната периодичност в изменението на самостоятелните трансакции, салдата по самостоятелните трансакции, зависимостите между самостоятелните трансакции и неравновесията са необходима основа за вземането на макроикономически, външотърговски, монетарни и прочие мерки.

ЛИТЕРАТУРА:

1. Величкова, Н. и В. Павлова. Статистически методи във външната търговия. НЦДО, С., 1997.
2. Величкова, Н. Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономически явления. Наука и изкуство, С., 1981.
3. Димитров, А. Въведение в иконометрията. АБАГАР, Велико Търново, 1995.
4. Информационен бюлетин. БНБ, С., 1994-2000.
5. Масларов, Светослав. Валута, валутни курсове, лихвени проценти и как да ги прогнозираме. Princesps. Варна, 1993.
6. Пилбийм, Кийт. Международни финанси. ФТР. С., 1995.
7. Радилов, Д. Икономическа статистика. Изд. къща "Стемо", Варна, 2000.
8. Русев, Ч. Статистически методи за анализ на временни редове. Унив. изд. на ИУ-Варна, 1999.
9. Хаджиев, В. Пропорционален метод за преобразуване на данни. Известия Сп. ИУ – Варна, 1998, кн. 2.

10. Хаджиев, В. Статистическата информация в условията на инфлационна икономика. Сб. доклади “Актуални икономически и финансови проблеми на икономиката”. Унив. изд. ИУ- Варна, 1999.
11. Хаджиев, В. Хроничните неравновесия в търговския баланс на България: факт или статистически ефект? Известия Сп. ИУ – Варна, 2000, кн. 4.
12. Abel, Andrew and Ben Bernanke. Macroeconomics. Second Edition. Addison-Wesley Publishing Company, 1995.
13. Alexander, S. Effects of a Devaluation on a Trade Balance. IMF Staff Papers, 1952, №4.
14. Hamilton, J.D. Time Series Analysis. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.
15. Johnson, H. The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Nontechnical Guide. Journal of International Economics, 1977.
16. Kaplan, E and P. Meier. Nonparametric estimation from incomplete observation. Journal of the American Statistical Association, 1958, №53.
17. Lilliefors, H. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. Journal of the American Statistical Association, 1967, №64.
18. Mills, Terence. The Econometric Modelling of Financial Time Series. Second Edition. Cambridge University Press, 1999.
19. Salvatore, Dominick. International Economics. Fourth Edition. Macmillan Publishing Company, N.Y., 1992.
20. Statistica. Vol. I.: Conv & Stat I. StatSoft, Tulsa OK, 1995.
21. Statistica. Vol. III.: Statistics II. StatSoft, Tulsa OK, 1995.
22. TRADE AND DEVELOPMENT REPORT, 2000. Global economic growth and imbalances. UN, N.Y., 2000.

Приложение 1

Стоки Кредит, Стоки Дебит, Стоки Нето и Текуща сметка Нето в
млн. \$ за периода декември 1991-юни 2000 г.

Период	Стоки Кредит	Стоки Дебит	Стоки Нето	Текуща сметка Нето	Период	Стоки Кредит	Стоки Дебит	Стоки Нето	Текуща сметка Нето
12/1991	489,73	560,00	-70,27	-64,67	10/1995	501,94	480,55	21,39	-43,00
1/1992	337,28	430,24	-92,96	-86,20	11/1995	477,20	579,03	-101,83	-43,00
2/1992	166,44	231,12	-64,69	-86,20	12/1995	409,86	451,42	-41,56	-43,00
3/1992	221,28	241,14	-19,86	-86,20	1/1996	367,00	350,00	17,00	-90,00
4/1992	255,96	315,65	-59,69	0,33	2/1996	408,00	404,00	4,00	0,00
5/1992	340,31	329,33	10,98	0,33	3/1996	418,00	424,00	-6,00	-33,00
6/1992	367,63	296,62	71,01	0,33	4/1996	384,00	401,00	-17,00	-15,00
7/1992	310,61	244,50	66,12	69,03	5/1996	402,00	382,00	20,00	22,00
8/1992	335,55	220,22	115,34	69,03	6/1996	439,00	384,00	55,00	28,00
9/1992	395,14	383,39	11,75	69,03	7/1996	410,00	415,00	-5,00	-4,00
10/1992	404,82	399,11	5,71	-103,33	8/1996	404,00	376,00	28,00	106,00
11/1992	476,70	694,84	-218,14	-103,33	9/1996	409,00	355,00	54,00	53,00
12/1992	344,68	382,55	-37,87	-103,33	10/1996	440,00	434,00	6,00	10,00
1/1993	352,83	322,73	30,11	-4,77	11/1996	434,00	374,00	60,00	64,00
2/1993	255,11	177,68	77,44	-4,77	12/1996	374,00	406,00	-32,00	57,00
3/1993	278,65	312,50	-33,84	-4,77	1/1997	402,20	304,60	97,60	-9,60
4/1993	305,77	366,30	-60,53	-175,77	2/1997	381,90	270,10	111,80	80,70
5/1993	333,99	644,24	-310,25	-175,77	3/1997	406,70	307,50	99,20	83,60
6/1993	328,64	419,16	-90,52	-175,77	4/1997	411,80	347,70	64,10	81,30
7/1993	324,94	350,07	-25,13	26,67	5/1997	439,60	385,40	54,20	59,20
8/1993	319,74	227,76	91,97	26,67	6/1997	382,10	453,80	-71,70	-56,10
9/1993	308,23	352,37	-44,14	26,67	7/1997	454,10	382,30	71,80	4,60
10/1993	319,53	381,34	-61,80	-212,13	8/1997	407,20	404,80	2,40	61,70
11/1993	308,03	589,96	-281,93	-212,13	9/1997	410,70	387,10	23,60	74,40
12/1993	291,03	467,80	-176,77	-212,13	10/1997	418,20	414,80	3,40	50,50
1/1994	284,95	471,00	-186,06	-107,30	11/1997	403,80	449,80	-46,00	-16,70
2/1994	269,22	373,47	-104,25	-107,30	12/1997	421,30	451,30	-30,00	12,90
3/1994	313,73	296,62	17,11	-107,30	1/1998	339,60	320,58	19,02	-68,25
4/1994	301,30	342,50	-41,20	29,43	2/1998	393,16	370,53	22,63	57,16
5/1994	351,11	272,03	79,09	29,43	3/1998	362,08	398,11	-36,03	-29,57
6/1994	358,99	291,77	67,22	29,43	4/1998	354,86	331,20	23,67	55,05
7/1994	340,99	313,44	27,55	39,87	5/1998	323,85	387,32	-63,47	-40,00
8/1994	348,64	336,20	12,45	39,87	6/1998	398,40	398,08	0,32	66,99
9/1994	344,46	322,47	22,00	39,87	7/1998	366,05	409,10	-43,05	22,61
10/1994	327,93	296,25	31,68	27,37	8/1998	314,25	360,34	-46,09	106,97
11/1994	324,00	284,15	39,85	27,37	9/1998	313,09	348,42	-35,33	-9,88
12/1994	369,76	351,99	17,77	27,37	10/1998	351,19	404,83	-53,64	-73,27
1/1995	338,76	317,54	21,21	-41,33	11/1998	349,84	376,09	-26,26	-25,65
2/1995	386,60	393,36	-6,76	-41,33	12/1998	327,14	469,57	-142,43	-123,59
3/1995	440,64	444,10	-3,46	-41,33	1/1999	259,03	339,54	-80,51	-166,71
4/1995	391,71	405,63	-13,92	4,47	2/1999	283,13	349,92	-66,79	-44,28
5/1995	446,47	457,96	-11,49	4,47	3/1999	338,85	427,97	-89,12	-62,61
6/1995	490,82	440,40	50,41	4,47	4/1999	299,03	411,24	-112,20	-94,37
7/1995	464,63	401,87	62,75	71,33	5/1999	296,40	402,08	-105,68	-55,90
8/1995	510,77	386,46	124,31	71,33	6/1999	323,16	415,52	-92,36	-32,33
9/1995	485,60	465,67	19,94	71,33	7/1999	351,93	446,37	-94,44	-52,05

(продължение)

Период	Стоки Кредит	Стоки Дебит	Стоки Нето	Текуща сметка Нето	Период	Стоки Кредит	Стоки Дебит	Стоки Нето	Текуща сметка Нето
8/1999	352,88	393,34	-40,46	74,44	2/2000	384,48	492,55	-108,07	-96,01
9/1999	368,00	452,34	-84,33	-1,78	3/2000	414,05	445,95	-31,90	-2,11
10/1999	366,31	423,66	-57,35	-18,52	4/2000	355,10	403,57	-48,46	-37,34
11/1999	385,98	483,96	-97,97	-97,07	5/2000	373,64	480,36	-106,71	-64,60
12/1999	381,66	541,45	-159,79	-134,29	6/2000	441,33	526,96	-85,63	15,95
1/2000	311,14	478,04	-166,90	-243,61					

Източници: за 1992 и 1993 г. – Информационен бюлетин бр.11/1995 г.; за 1994 г. – Информационен бюлетин бр. 2/1996 г.; за 1995 г. – бр. 3/1997 г.; за 1996 г. – Информационен бюлетин бр. 11/1997 г. и бр. 2/1998 г.; за 1997 г. – Информационен бюлетин бр. 1/1999 г.; за 1998, 1999 и 2000 г. – www.bnb.bg, последна актуализация 20/11/2000. Първичните тримесечни данни за периода 1992-1995 г. са деагрегирани в месечни данни. Статистическите редове *Стоки Кредит*, *Стоки Дебит*, *Стоки Нето* и *Текуща сметка Нето* в месечна периодичност са публикувани на адрес: <http://www.vesel6.dir.bg/data.htm> .

Съдържание

Въведение	
I. Методологични проблеми при изследване на външно-икономически неравновесия	4
1.1. Обхват и измерване на външноикономически неравновесия	4
1.2. Теоретични подходи за изследване на външно-икономически неравновесия	7
1.3. Теоретичен модел за изследване на външно-икономически неравновесия	11
II. Математически модел на външноикономическите неравновесия и осигуряването му с данни	15
2.1. Автоспектри и биспектри като математически модел на зависимости	15
2.2. Статистически данни	20
III. Биспектрален анализ на външноикономическите неравновесия: резултати и анализи	25
3.1. Филтриране на статистически редове и тестване за <i>white noise process</i>	26
3.2. Оценка на периодични компоненти чрез едномерен спектрален анализ	36
3.3. Оценка на зависимости между периодични компоненти на външноикономическите неравновесия чрез биспектрален анализ	41
Заключение	51
Литература	53
Приложения	55

СТАТИСТИЧЕСКО ИЗСЛЕДВАНЕ НА ВЪНШНО- ИКОНОМИЧЕСКИТЕ НЕРАВНОВЕСИЯ ЧРЕЗ БИСПЕКТРАЛЕН АНАЛИЗ

Гл. ас. д-р Веселин Хаджиев

Резюме

В тази студия се подлагат на изследване външно-икономическите неравновесия на България за периода 1992-2000 година. За целта се използва биспектрален анализ.

Установява се, че в дългосрочен период стопанството не се намира в състояние на хроничен външноикономически дефицит. Разходите за внос се финансират предимно за сметка на приходите от износ. Средният цикъл на рефинансиране на вноса чрез износа е от 2 месеца. При дължина на цикъла от 3.1 месец разходите за внос са предпоставка за извършване на износ.

Констатираните периодичности в изменението и зависимостите на самостоятелните международни транзакции са необходима основа за вземането на макроикономически, външнотърговски и пр. мерки. Последните трябва да осигурят балансираност във външноикономическите отношения на страната и постигане на дългосрочните и цели за присъединяване към Европейския съюз.