

Иконометрична оценка на еластичността на външната търговия чрез биспектрален анализ

Веселин Хаджиев¹

Резюме В тази студия се представя изследване на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс на Чешката република, Словашката република, Унгария, Полша, Словения и България за периода от 1992 до 2000 година. Като метод за оценка на зависимостта между износа, вноса и валутния курс се използва спектралния анализ, в частност биспектралния анализ. За целта се прави преглед и обобщение на иконометричните изследвания на еластичността на външната търговия през последните десетилетия, анализ на възможностите на биспектъра за изразяване на еластичността, решения на информационни проблеми, свързани с конкретното емпирично изследване. Установява се специфично проявление на еластичността на външната търговия на страните от Централна и Източна Европа. На първо място, установява се наличие на *ефект на дохода* в проявлението на зависимостта, т.е. ниска еластичност на износа и висока еластичност на вноса. Второ, установява се, че закъснението в проявлението на еластичността, в зависимост от вида на транзакцията и страната, варира от 2 до 8 месеца.

JEL: C22; F14; O12

1. Въведение

През последното десетилетие редица страни от Централна и Източна Европа осъществяват интегриране на националните си стопанства към големи икономически съюзи като Световната търговска организация, Организацията за икономическо сътрудничество и развитие, Европейския съюз и пр. Успешната икономическа интеграция на тези страни, които са в състояние на преход, е обусловена в значителна степен от чувствителността на техните стопанства към търсенето и предлагането на

¹ Д-р, главен асистент в катедра “Статистика” на Икономически университет – Варна; e-mail: vesel6@top.bg

износ и внос. Чрез нея косвено се изразява конкурентоспособността на местното производство на вътрешния и външния пазар, способността на икономиката да се адаптира и саморегулира при отпадане на тарифни и нетарифни ограничения от различен характер и пр.

Пряк израз на чувствителността на стопанствата към търсенето и предлагането на износ и внос е еластичността на външната търговия спрямо промени във валутния курс. Измерването и опознаването и е сложна задача, която в редица случаи има нееднозначни решения. Към проблемите, свързани с изследването на еластичността, се отнасят избор на подходящ модел на зависимостта, информационно осигуряване и надеждност на статистическите данни, интерпретация на резултатите и пр. Ключов проблем, от чието решаване в голяма степен зависи успеха на изследването на еластичността е изборът и адаптацията на иконометричен метод за оценка на зависимостта.

Съвременната иконометрична теория предлага все повече подходи за моделиране и оценка на корелационни зависимости. Чрез всеки от тях се обхващат в различна степен и от различни страни проявлението на частичните връзки. Според нас опознаването на проявлението на еластичността зависи в голяма степен от възможностите на иконометричния метод да обхване и измери едновременно повече страни на зависимостта. Една неизползвана напълно възможност за изследване на еластичността на външната търговия е оценката чрез спектралния анализ и в частност – биспектралния анализ. Чрез този метод се създават реални възможности в явен вид да се оценят освен посоката и интензивността на зависимостта от една страна, и нейното закъснение от друга страна.

Предмет на разглеждане в тази студия е еластичността на външната търговия спрямо валутния курс за шест страни от Централна и Източна Европа – Чешката република, Унгария, Полша, Словашката република, Словения и България. Основна цел на изследването е иконометрична

оценка на зависимостта между външната търговия и валутния курс за периода от 1992 до 2000 година чрез биспектралния анализ. Тази студия е продължение и развитие на идеите, залегнали в публикуваната по-рано монография *Еластичност на външната търговия*². Като източници на статистическа информация са използвани официалните публикации на Международния валутен фонд и Българска народна банка. Оценка и тестването на моделите са извършени чрез иконометричните софтуерни продукти *Statistica 5.1* (<http://www.statsoft.com>) и *EViews 3.1* (<http://www.eviews.com>).

2. Иконометрични изследвания на еластичността: подходи и резултати

Интересът към изследването на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс възниква през 30-те години. Това намира израз в студиите на А. Marshall³, в които теоретично се обосновава зависимостта чрез относителните цени на стоките и тяхното изменение в резултат на промяната на валутния курс. Главно опростяващо предположение е, че еластичността на предлагане на износ и предлагане на внос клони към безкрайност. По този начин вниманието се съсредоточава само върху еластичността на търсене на износ и търсене на внос.

Редица автори развиват по-нататък вижданията за същността на еластичността на износа и вноса относно валутния курс. R. Stern⁴ разглежда проявлението на еластичността на износа и вноса при влошени условия на търговията. G. Gandolfo⁵ разглежда механизма на зависимостта в условията на по-малка от безкрайност еластичност на предлагане на износ и предлагане на внос. Като значими теоретични публикации по тези

² Хаджиев, В. Еластичност на външната търговия. Варна: Славена, 2001 г.

³ Marshall, A. *Credit and Commerce*. London: Macmillan, 1923; Marshall, A. *Principles of Economics*. 9th edn. Vol. I: Text, London: Macmillan, 1961

⁴ Stern, R. *The Balance of Payments*. Chicago: Aldine, 1973

⁵ Gandolfo, G. *International Economics*. New York: Springer-Verlag, 1987, vol. 2

въпроси могат да се посочат още тези на J. Robinson⁶, F. Machlup⁷, G. Orcutt⁸, D. Salvatore⁹ и др.

Иконометричните изследвания на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс започват да се провеждат след Втората световна война. Най-представителни публикации за този период са студиите на T. Chang¹⁰ и G. Orcutt¹¹. Chang оценява еластичността на търсене на внос на 21 страни за периода от 1924 до 1938 година. По-късно той оценява и еластичността на търсене на износа за 22 страни и същия период. Общото заключение от неговите изследвания е, че външната търговия е еластична на промени във валутния курс и че резултатите се съгласуват със стабилността на валутните пазари. Orcutt доказва, че най-вероятно използваните в миналото регресионни техники подценяват истинските зависимости. Той смята, че основна причина за тези оценъчни ефекти се дължи на така наречения *идентификационен* проблем.

Значителна стъпка в развитието на оценъчните техники за измерване на еластичността на износа и вноса е студията на Junz и Rhomberg¹². Те развиват изследванията в посока краткосрочна еластичност и дългосрочна еластичност. Стига се до схващането за *j*-ефект в проявлението на еластичността. Тук могат да се споменат и студиите на Houthakker, Magee¹³ и E. Spitaeller¹⁴, които се опитват да преодолеят проблемите, повдигнати от Orcutt относно идентификацията.

⁶ Robinson, J. The Foreign Exchanges: Essays in the Theory of Employment.- Oxford: Basil Blackwell, 1937

⁷ Machlup, F. The Theory of Foreign Exchanges // *Economica*, 1939, vol. 6, pp. 375 - 397

⁸ Orcutt, G. Measurement of Price Elasticities in International Trade // *Review of Economics and Statistics*, May 1950, pp. 42 - 68

⁹ Salvatore, D. Theory and Problems of Statistics and Econometrics. N.Y.: McGraw-Hill, 1982

¹⁰ Chang, T. International Comparasion of Demand for Imports. *Review of Economic Studies*, 1945 – 1946;

Chang, T. A Statistical Note on World Demand for Export // *Review of Economics & Statistics*, Feb 1948

¹¹ Цит. изт.

¹² Junz, H. and R. Rhomberg. Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries // *American Economic Review*. May 1973, pp. 24 - 56

¹³ Houthakker, H. and S. Magee. Income and Price Elasticities in World Trade // *Review of Economics and Statistics* Vol. 51, 1969, pp. 111 - 136

¹⁴ Spitaeller, E. Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on the Terms of Trade and Trade Balance // *IMF Staff Papers*, 1980

През последните години научният интерес към еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс отново се възобнови. Това е свързано както с глобализацията, така и с новите тенденции в развитието на иконометрията и възможностите за по-прецизни иконометрични оценки. Тук могат да се споменат публикации на S. Bandyapadhyay¹⁵, Caporale и Chui¹⁶, B. Dato¹⁷, P. Gernant¹⁸, P. Krugman¹⁹, R. Lipsey²⁰, J. Marquez²¹ и др.

Така например Caporale и Chui изследват еластичността на външната търговия в рамките на коинтеграцията и по-специално чрез модела на авторегресионни разпределени лагове²². Тяхното проучване потвърждава така нареченото правило на 45-те градуса²³. Обобщени резултати от изследването на Caporale и Chui са представени в таблица 1.

¹⁵ Bandyapadhyay, S. Demand elasticities, asymmetry and strategic trade policy // *Journal of International Economics*, Feb 97, Vol. 42 Issue 1 - 2, pp. 167 - 178

¹⁶ Caporale, G. and M. Chui. Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework // *Review of International Economics*, May 99, Vol. 7 Issue 2, pp. 254 - 265

¹⁷ Dato, B. Measuring price elasticity // *Marketing Research*, Spring 94, Vol. 6 Issue 2, pp. 30 - 35

¹⁸ Gernant, P. Income elasticities and trade effects: An alternative // *Atlantic Economic Journal*, Jun 92, Vol. 20 Issue 2, p. 102

¹⁹ Krugman, P. Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates // *European Economic Review*, Vol. 33, 1989, pp. 1031 - 1085

²⁰ Lipsey, R. U.S. foreign trade and the balance of payments, 1800 - 1913 // *NBER Reporter*, Spring 94, p. 54

²¹ Marquez, J. Long-Period Trade Elasticities for Canada, Japan, and the United States // *Review of International Economics*, Feb 99, Vol. 07 Issue 1, pp. 102 - 117

²² Autoregressive distributed lags, често наричани ARDL модели

²³ 45-degree rule

Таблица 1. Еластичност на търсенето на износ и търсенето на внос спрямо валутния курс по страни за периода 1960 - 1992 година

Страни	Износ		Внос	
	Коефициент	Лаг	Коефициент	Лаг
Австралия	0.76	1	0.51	0
Белгия	0.03	3	0.30	3
Канада	0.15	3	1.05	1
Дания	0.54	1	0.50	3
Финландия	1.41	1	0.17	2
Франция	0.04	1	0.18	0
Германия	0.10	1	0.64	1
Гърция	1.35	1	1.16	1
Исландия	0.72	1	0.40	0
Ирландия	6.12	1	0.45	1
Индия	2.53	1	1.01	1
Италия	0.47	1	0.74	1
Япония	0.19	3	0.55	1
Холандия	2.42	1	0.26	0
Нова Зеландия	3.08	3	0.39	1
Испания	1.22	4	0.80	1
Норвегия	0.69	1	1.11	1
Швеция	0.62	1	0.28	0
Великобритания	0.29	0	0.63	1
САЩ	1.36	1	0.23	1
Венецуела	0.63	0	0.12	1

Източник: Caporale, G. and M. Chui. Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework // Review of International Economics, May 99, Vol. 7 Issue 2, pp. 254 - 265

J. Marquez провежда изследване на еластичността на вноса чрез специфични логлинейни модели. За целта той използва данни за Канада, Япония и САЩ за периода от 1890 до 1992 година. Обобщени резултати са представени в таблица 2.

Таблица 2. Еластичност на вноса на Канада, Япония и САЩ за периода 1890-1992 година

Страни	Коефициенти на еластичност относно дохода		Коефициенти на еластичност относно цените	
	За периода 1890-1992	За периода 1952-1992	За периода 1890-1992	За периода 1952-1992
Канада	1.30	1.58	-0.09	-0.72
Япония	0.71	1.09	-1.75	-0.66
САЩ	-63.42	3.25	-40.49	-0.54

Източник: Marquez, J. Long-Period Trade Elasticities for Canada, Japan, and the United States // Review of International Economics, Feb 99, Vol. 07 Issue 1, pp. 102 - 117

От направения преглед на емпиричните изследвания се установи, че по правило се използват различни иконометрични техники. Тук се включват подходи в широк диапазон, като се започне от класически линеен регресионен анализ и се стигне до ARDL моделирането. Частично, като спомагателен метод, е използван и спектралният анализ от McPheters и Stronge²⁴, Haynes и Stone²⁵, J. Marquez²⁶ и др. Обща черта на използваните техники е, че закъснението в проявлението на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс се изследва косвено или в неявен вид. Не се установи използване на възможностите на спектралния анализ и в частност на биспектралния анализ за пряка оценка на зависимостта и нейното закъснение между износа, вноса и валутния курс.

3. Биспектралния анализ в рамките на векторен процес: същност и параметри

Изследването на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс се основава на два самостоятелни модела. Първият модел за изследване на еластичността описва въздействието на валутния курс върху износа. Вторият модел за изследване на еластичността описва въздействието на валутния курс върху вноса. Ако се разгледат двойките от динамични статистически редове, износ и валутен курс, от една страна, и внос и валутен курс, от друга страна, като емпирична реализация на два самостоятелни векторни процеса, то за оценяване на еластичността на външната търговия може да се използва така наречения биспектрален анализ. Чрез него се създават възможности свойството еластичност на

²⁴ McPheters, L. and W. Stronge. Impact of the Terms of Trade on the U.S. Trade Balance: A Cross-Spectral Analysis // Review of Economics & Statistics, Aug 1979, Vol. 61, pp. 451 – 455

²⁵ Haynes, S. and J. Stone. Secular and Cyclical Responses of U.S. Trade to Income: An Evaluation of Traditional Models // Review of Economics & Statistics, Feb 1983, Vol. 65, pp. 87 – 95

²⁶ Marquez, J. Bilateral Trade Elasticities // Review of Economics & Statistics. Feb 90, Vol. 72, Issue 1, pp. 70 - 77

външната търговия да бъде изследвано едновременно по два параметъра – интензивност на зависимостта и закъснение.

Теоретично спектралният анализ и в частност биспектралният анализ е развит от Т. Anderson²⁷, Р. Bloomfield²⁸, W. Fuller²⁹ и др. Специфично развитие на спектралния анализ прави R. Engle³⁰, който създава така наречения *Band Spectrum Estimator*. Обобщение на спектралния анализ в рамките на универсален векторен процес е развито от J. Hamilton³¹. Основните постановки на този подход са представени по-долу.

Нека y_t е $(n \times 1)$ размерен вектор от променливи със средна $E(y_t) = \mu$ и автоковариационна матрица

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)'] = \Gamma_k \quad (1)$$

Ако е известно, че μ и Γ_k са независими относно времето, се смята че векторът е стационарен относно ковариацията. В такъв случай ако $\{\Gamma_k\}_{k=-\infty}^{\infty}$ е абсолютно сумируема и z е комплексна величина, то автоковариационната генерираща функция на y_t може да се представи по следния начин:

$$G_y(z) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Gamma_k z^k \quad (2)$$

Ако (2) се раздели на 2π и се изрази $z = e^{-i\omega}$, където ω е реална величина и $i = \sqrt{-1}$ се получава така наречения мултиспектър на вектора y_t :

$$s_y(\omega) = (2\pi)^{-1} G_y(e^{-i\omega}) = (2\pi)^{-1} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Gamma_k e^{-i\omega k} \quad (3)$$

Да разгледаме случая, когато $n=2$, т.е. вектора y_t съдържа 2 променливи:

²⁷ Anderson, T. The Statistical Analysis of Time Series. New York: Wiley, 1971

²⁸ Bloomfield, P. Fourier Analysis of Time Series: An Introduction. New York: Wiley, 1976

²⁹ Fuller, W. Introduction to Statistical Time Series. New York: Wiley, 1976

³⁰ Engle, R. Band Spectrum Regression // International Economic Review, Feb 1974, Vol. 15, pp. 1-11

³¹ Hamilton, J.D. Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press, 1994

$$y_t = \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix}$$

Тогава автоковариационната матрица се изразява по следния начин

$$\Gamma_k = E \begin{bmatrix} (X_t - \mu_X)(X_{t-k} - \mu_X) & (X_t - \mu_X)(Y_{t-k} - \mu_Y) \\ (Y_t - \mu_Y)(X_{t-k} - \mu_X) & (Y_t - \mu_Y)(Y_{t-k} - \mu_Y) \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} \gamma_{XX}^{(k)} & \gamma_{XY}^{(k)} \\ \gamma_{YX}^{(k)} & \gamma_{YY}^{(k)} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Като се вземе под внимание, че $\Gamma_k = \Gamma_{-k}$ тогава

$$\gamma_{XX}^{(k)} = \gamma_{XX}^{(-k)} \quad (5)$$

$$\gamma_{YY}^{(k)} = \gamma_{YY}^{(-k)} \quad (6)$$

$$\gamma_{XY}^{(k)} = \gamma_{YX}^{(-k)} \quad (7)$$

При $n=2$ мултиспектъра (3), наричан още *биспектър*, се изразява по следния начин

$$s_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \begin{bmatrix} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{XX}^{(k)} e^{-i\omega k} & \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{XY}^{(k)} e^{-i\omega k} \\ \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YX}^{(k)} e^{-i\omega k} & \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YY}^{(k)} e^{-i\omega k} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Като се вземе под внимание теоремата на Моавър, че $e^{-i\omega k} = \cos(\omega k) - i \sin(\omega k)$, (8) може да се пренапише по следния начин

$$s_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \begin{bmatrix} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{XX}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} & \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{XY}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} \\ \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YX}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} & \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YY}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Чрез (5), (6), заедно със свойствата на тригонометричните функции $\sin(-\omega k) = -\sin(\omega k)$ и $\sin(0) = 0$ имагинерната част се елиминира от главния диагонал. Тогава биспектърът ще се изрази по следния начин

$$s_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \begin{bmatrix} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{XX}^{(k)} \cos(\omega k) & \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{XY}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} \\ \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YX}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} & \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YY}^{(k)} \cos(\omega k) \end{bmatrix} \quad (10)$$

В повечето случаи, когато $\gamma_{XY}^{(k)} \neq \gamma_{XY}^{(-k)}$ елементите от обратния диагонал обикновено са комплексни числа.

Елементите по главния диагонал на (10) представят автоспектъра на X_t , респективно на Y_t . Елементите по обратния диагонал представят кроспектъра на y_t . Долният ляв елемент на матрицата от (10) е известен в литературата като кроспектър на Y спрямо X .

$$s_{YX}(\omega) = (2\pi)^{-1} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YX}^{(k)} \{\cos(\omega k) - i \sin(\omega k)\} \quad (11)$$

Кроспектърът на Y спрямо X може да бъде пренаписан на реална и имагинерна част по следния начин

$$s_{YX}(\omega) = c_{YX}(\omega) + i q_{YX}(\omega) \quad (12)$$

Реалната част на кроспектъра е известен като коспектър между X и Y .

$$c_{YX}(\omega) = (2\pi)^{-1} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YX}^{(k)} \cos(\omega k) \quad (13)$$

Като се вземе под внимание (7) и това, че $\cos(-\omega k) = \cos(\omega k)$ може да се напише

$$c_{YX}(\omega) = c_{XY}(\omega) \quad (14)$$

Имагинерната част на кроспектъра се нарича квадратичен спектър между X и Y и се представя по следния начин

$$q_{YX}(\omega) = -(2\pi)^{-1} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{YX}^{(k)} \sin(\omega k) \quad (15)$$

Като се вземе под внимание (7) и това, че $\sin(-\omega k) = -\sin(\omega k)$ то

$$q_{YX}(\omega) = -q_{XY}(\omega) \quad (16)$$

Коспектърът между X и Y на честота ω може да се интерпретира като дял от ковариацията между X и Y , предизвикана от цикли с честота ω . По-обобщена мярка за дела на обяснената ковариация на честота ω е кросамплитудата

$$a_{YX}(\omega) = \sqrt{[c_{YX}(\omega)]^2 + [q_{YX}(\omega)]^2} \quad (17)$$

Друга много съществена характеристика на биспектъра е кохерентния спектър, който се представя по следния начин

$$h_{YX}(\omega) = \frac{[c_{YX}(\omega)]^2 + [q_{YX}(\omega)]^2}{s_{YY}(\omega)s_{XX}(\omega)} \quad (18)$$

Той може да се разглежда като коефициент на определение между X и Y на честота ω . В някои публикации теснотата на зависимостта между X и Y на честота ω се представя и като квадратен корен от $h_{YX}(\omega)$. В този случай характеристиката има смисъла на корелационен коефициент.

Кроспектърът може да се представи и чрез полярната координатна форма. В този случай

$$s_{YX}(\omega) = c_{YX}(\omega) + i.q_{YX}(\omega) = R(\omega). \exp[i.\theta(\omega)] \quad (19)$$

където

$$R(\omega) = \{ [c_{YX}(\omega)]^2 + [q_{YX}(\omega)]^2 \}^{1/2} \quad (20)$$

и $\theta(\omega)$ удовлетворява условието

$$\frac{\sin[\theta(\omega)]}{\cos[\theta(\omega)]} = \frac{q_{YX}(\omega)}{c_{YX}(\omega)} \quad (21)$$

Функцията $R(\omega)$ се нарича още *gain* и има характер на регресионен коефициент. Чрез нея количествено се измерва зависимостта между X и Y на честота ω . В някои случаи характеристиката *gain* се дефинира като $R(\omega)/s_{XX}(\omega)$. $\theta(\omega)$ се определя като фазов спектър и се измерва в радиани. Чрез него се измерва посоката на въздействие между X и Y на честота ω . Когато фазовият спектър приема отрицателни стойности се смята, че X детерминира вариацията на Y на честота ω . Когато фазовият спектър приема положителни стойности се смята, че Y детерминира вариацията на X на честота ω .

Може да се обобщи, че биспектърът на стационарния относно ковариацията двумерен вектор y_t се характеризира чрез коспектъра, квадратичния спектър, кросамплитудата, кохерентния спектър, *gain* и фазовия спектър. Всеки от параметрите на биспектъра по определен начин обяснява зависимостта между X и Y, респективно еластичността на

външната търговия спрямо валутния курс на честота ω . Всички процедури по осигуряване условията и определяне параметрите на биспектъра се наричат обобщено биспектрален анализ.

4. Статистически данни: източници и предварителна подготовка

Като източници на статистически данни за външната търговия и валутния курс за периода януари 1992 – декември 2000 година са използвани публикациите на Международния валутен фонд *International Financial Statistics: Monthly*³². Като източници на статистически данни за външната търговия и валутния курс на България за периода януари 1992 – декември 2000 година са използвани месечните публикации на Българска народна банка *Информационен бюлетин*³³. Изграждането на статистическите редове за Чешката република, Унгария, Полша, Словашката република и Словения е извършено въз основа на последните публикувани за даден месец статистически данни. Статистическите редове за външната търговия на България са изградени въз основа на обявените окончателни данни.

За осигуряване на необходимите условия за съпоставимост на динамичните статистически редове първичните данни са подложени на допълнителна обработка. Към нея могат да се отнесат процедурите по уеднаквяване изразяването на валутния курс, стойностното изразяване на външната търговия, сезонното аджусиране и пр.

Така например първичните статистически данни за средномесечния номинален валутен курс са представени в пряко изражение спрямо американския долар. За Чешката република, Словашката република, Словения и България първичните статистически данни за индексите на реалния валутен курс са представени в пряко изражение по отношение на

³² International Financial Statistics: Monthly. Washington: IMF, 1995 - 2001, vol. 48 - 54

³³ Информационен бюлетин. София: БНБ, 1994 - 2001 г.

вътрешните цени и цените в САЩ. За Унгария и Полша първичните статистически данни за индексите на ефективния реален валутен курс са представени в непряко изражение по отношение валутната кошница на Международния валутен фонд. За уеднаквяване на интерпретацията на коефициентите на еластичност на шестте страни индексите на ефективния реален валутен курс се трансформират в индекси на ефективния реален валутен курс в пряко изражение. Първичните статистически данни за индексите на реалния валутен курс и ефективния реален валутен курс са представени като базисни показатели. За първата част на периода индексите са представени по отношение на равнищата от 1990 година, а за втория – по отношение на равнищата от 1995 година. За осигуряване на съпоставимост на статистическите наблюдения редовете за ефективния реален валутен курс се преизчисляват като базисни показатели по отношение на равнищата от 1995 година.

Освен това първичните месечни статистически данни за износа и вноса на Чешката република, Унгария, Полша и Словашката република са представени в местна валута. Преизчисляването на износа и вноса в американски долари се извършва чрез средномесечния номинален валутен курс. Не се вземат под внимание използваните различни оценки на външната търговия – f.o.b. и c.i.f. Смята се, че те оказват влияние върху μ но не и върху Γ_k .

Липсващите наблюдения (missing observations) се възстановяват чрез общовъзприетите при иконометрични изследвания правила. Статистическите редове се обработват за екстремни равнища (outliers). Освен това за отстраняване влиянието на сезонния фактор, респективно отстраняване на сезонните цикли, статистическите редове за износа и вноса се коригират чрез адитивния вариант на метода X-11. Обработените в съответствие с изложената методология и подготвени за иконометричен

анализ статистически данни са публикувани на адрес:
<http://free.top.bg/vesel6/data.htm> .

5. Оценка на еластичността чрез биспектрален анализ

За оценка на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс се изграждат следните два вектора:

$$y_t^a = \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} \quad (22)$$

и

$$y_t^b = \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t'' \end{bmatrix} \quad (23)$$

където

X_t - валутен курс, Y_t - износ и Y_t'' - внос.

Валутният курс се представя чрез следните динамични статистически редове: *средномесечни равнища на номиналния валутен курс относно американския долар, базисни индекси на реалния валутен курс или базисни индекси на ефективния реален валутен курс*. Износът се представя чрез динамичния статистически ред *сезонно коригиран месечен обем на износа в млн. \$*, а вносът – чрез динамичния статистически ред *сезонно коригиран месечен обем на вноса в млн. \$*. Следователно на изследване чрез биспектралния анализ се подлагат по два варианта на (22) и (23).

Характеристиките на биспектралния анализ бяха изведени по-горе при условие, че векторът е стационарен относно ковариацията. Т.е. първият и вторият момент ($E[y_t]$ и $E[y_t y_{t-j}']$) на y_t са независими относно времето. За проверка наличието на това условие всички динамични статистически редове се тестват за нестационарност чрез разширения тест

на Dickey-Fuller³⁴. Установи се, че редовете са нестационарни от първи порядък. При подбора на филтри за достигане на необходимите свойства на входящите редове трябва да се имат предвид следните допълнителни условия:

1. Да се осигурят възможности за интерпретация на регресионните коефициенти (*gain* характеристики) като коефициенти на еластичност;
2. Да се осигури съпоставимост със статистическите данни за реалния валутен курс и ефективния реален валутен курс, които се представят само като индекси.

Филтърът, чрез който могат да се постигнат едновременно стационарност и съпоставимост е *верижни индекси*. За целта редовете от сезонно коригирани месечни данни за износа и вноса се трансформират във верижни индекси. Базисните индекси на реалния валутен курс и ефективния реален валутен курс се преизчисляват във верижни индекси на реалния валутен курс и ефективния реален валутен курс.

Новополучените редове отново се тестват за нестационарност чрез разширения тест на Dickey-Fuller. Установи се, че те без изключение са стационарни. Следователно осигурени са необходимите минимални условия за коректно използване на биспектралния анализ при оценката на еластичността.

Оценките на параметрите на биспектралния анализ за четирите вектора за всяка от шестте страни се извършват чрез иконометричния софтуерен продукт *Statistica 5.1*. при условия, че μ е елиминирана, X_t' се приема за фактор, Y_t' и Y_t'' се приемат за резултат, $\omega = \overline{0, 0.5}$ и $k = 0, \frac{\overline{T}}{2}$,

³⁴ Mills, T. The Econometric Modelling of Financial Time Series. Second Edition. Cambridge University Press, 1999

където T – брой наблюдения. За изглаждане на характеристиките се използва корелационния прозорец на Парзен с ширина $L=5$.

Като резултат за всеки вектор се получават по 55 оценки за коспектъра, квадратичния спектър, кросамплитудата, кохерентния спектър, *gain* и фазовия спектър. Всяка една от оценките характеризира зависимостта между износа, вноса и валутния курс на честота ω . Тъй като практическят интерес е насочен към краткосрочното лаговото проявление на зависимостта до 12 месеца, то от по-нататъшно интерпретиране отпадат всички точки на сечение, за които $\omega > 0.0833$ ³⁵. Също така, като се има предвид интересът към въздействието на валутния курс върху износа и вноса, а не обратното, от по-нататъшна интерпретация отпадат и точките на сечение за които фазовият спектър приема положителни стойности.

От практическа гледна точка внимание заслужават онези останали сечения, за които проявлението на зависимостта е най-силно. Т. е. трябва да се търсят онези честоти ω , за които е налице най-тясна корелационна зависимост, измерена чрез кохерентния спектър. Като се вземат под внимание някои специфични ефекти при използването на биспектралния анализ при подбора на точки на сечения трябва да се използват и стойностите на кросамплитудата³⁶. Следователно на интерпретация за проявлението на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс се подлагат онези точки на сечение, които имат едновременно най-високи стойности на кохерентния спектър и кросамплитудата.

В таблица 3 са представени подбраните по изложените по-горе критерии точки на сечение за еластичността на износа спрямо номиналния валутен курс за Чешката република, Унгария, Полша, Словашката република, Словения и България.

³⁵ Лагът в проявлението на еластичността в месеци се изчислява като реципрочна стойност на честотата ω . Следователно $12 \approx 1/0.0833$

Таблица 3. Оценки на биспектъра на еластичността на износа спрямо номиналния валутен курс

Точка на сечение k	Честота ω	Период в месеци $1/\omega$	Крос-амплитуда a_{YX}	Кохерентен спектър h_{YX}	Gain X/Y	Фазов спектър
Чешка република						
12	0.111	9.000	0.0009	0.776	1.990	-2.440
19	0.176	5.684	0.0026	0.782	2.136	-2.650
20	0.185	5.400	0.0024	0.573	1.398	-2.043
27	0.250	4.000	0.0022	0.720	2.878	-0.557
49	0.454	2.204	0.0014	0.708	3.005	-2.311
Унгария						
14	0.130	7.714	0.0015	0.858	4.800	-2.958
41	0.380	2.634	0.0037	0.412	6.454	-1.695
42	0.389	2.571	0.0040	0.768	5.794	-1.744
51	0.472	2.118	0.0021	0.734	8.426	-2.400
52	0.481	2.077	0.0034	0.527	5.516	-1.889
Полша						
21	0.194	5.143	0.0012	0.674	1.190	-1.696
22	0.204	4.909	0.0023	0.695	1.521	-2.694
28	0.259	3.857	0.0018	0.739	3.669	-2.724
34	0.315	3.176	0.0071	0.607	2.440	-1.581
35	0.324	3.086	0.0046	0.443	1.331	-0.993
37	0.343	2.919	0.0039	0.297	1.392	-0.778
Словашка република						
20	0.185	5.400	0.0033	0.698	2.320	-0.810
26	0.241	4.154	0.0013	0.697	3.290	-0.282
40	0.370	2.700	0.0018	0.733	1.742	-1.940
48	0.444	2.250	0.0029	0.664	10.251	-1.707
49	0.454	2.204	0.0017	0.747	8.586	-2.015
50	0.463	2.160	0.0023	0.753	9.448	-2.493
Словения						
35	0.324	3.086	0.0078	0.569	1.764	-0.568
36	0.333	3.000	0.0086	0.818	1.382	-0.664
37	0.343	2.919	0.0069	0.649	2.269	-0.600
43	0.398	2.512	0.0037	0.715	3.552	-3.068
45	0.417	2.400	0.0032	0.798	4.720	-2.802
България						
14	0.130	7.714	0.0083	0.744	0.186	-1.139
16	0.148	6.750	0.0289	0.495	0.360	-3.139
36	0.333	3.000	0.0057	0.846	1.192	-2.302
38	0.352	2.842	0.0193	0.638	2.338	-0.732
41	0.380	2.634	0.0050	0.853	0.797	-0.839
50	0.463	2.160	0.0284	0.747	1.289	-2.509
51	0.472	2.118	0.0132	0.697	1.488	-1.912

Забележка: За колони кросамплитуда a_{YX} и кохерентен спектър h_{YX} са зашриховани най-високите стойности. За колона Gain X/Y са зашриховани онези регресионни коефициенти за които има съвпадение на зашриховането по предходните две колони. В последната колона са зашриховани онези стойности на фазовия спектър за които има съвпадение на зашриховането по предходните три колони и които са най-малки по абсолютна стойност.

Таблица 4. Оценки на биспектъра на еластичността на вноса спрямо номиналния валутен курс

Точка на сечение k	Честота ω	Период в месеци $1/\omega$	Крос-амплитуда a_{yx}	Кохерентен спектър h_{yx}	Gain X/Y	Фазов спектър
Чешка република						
19	0.176	5.684	0.0025	0.819	2.069	-2.917
40	0.370	2.700	0.0029	0.764	5.501	-0.369
45	0.417	2.400	0.0012	0.944	2.819	-2.962
49	0.454	2.204	0.0027	0.788	5.501	-2.004
Унгария						
15	0.139	7.200	0.0028	0.921	7.936	-2.475
16	0.148	6.750	0.0045	0.569	4.684	-2.459
20	0.185	5.400	0.0032	0.745	3.719	-1.842
33	0.306	3.273	0.0012	0.745	4.613	-2.622
36	0.333	3.000	0.0044	0.664	1.598	-1.055
46	0.426	2.348	0.0008	0.727	5.221	-0.480
47	0.435	2.298	0.0016	0.885	6.049	-0.629
51	0.472	2.118	0.0036	0.742	14.399	-2.470
52	0.481	2.077	0.0061	0.723	9.920	-1.886
53	0.491	2.038	0.0037	0.593	5.030	-1.068
Полша						
11	0.102	9.818	0.0009	0.708	1.483	-3.028
12	0.111	9.000	0.0027	0.998	2.091	-2.864
13	0.120	8.308	0.0060	0.892	2.069	-2.796
20	0.185	5.400	0.0045	0.958	3.496	-2.524
21	0.194	5.143	0.0026	0.842	2.560	-2.312
25	0.231	4.320	0.0034	0.855	1.995	-2.325
26	0.241	4.154	0.0033	0.891	2.327	-2.722
35	0.324	3.086	0.0048	0.748	1.402	-0.563
36	0.333	3.000	0.0103	0.908	1.769	-0.798
37	0.343	2.919	0.0062	0.587	2.228	-0.996
39	0.361	2.769	0.0063	0.391	2.494	-2.447
49	0.454	2.204	0.0031	0.811	3.577	-3.018
Словашка република						
36	0.333	3.000	0.0067	0.698	3.154	-1.398
37	0.343	2.919	0.0042	0.346	3.334	-0.532
39	0.361	2.769	0.0040	0.264	4.082	-0.970
43	0.398	2.512	0.0036	0.554	1.643	-2.541
48	0.444	2.250	0.0030	0.442	10.801	-2.545
Словения						
35	0.324	3.086	0.0068	0.563	1.536	-1.139
36	0.333	3.000	0.0084	0.870	1.350	-0.825
37	0.343	2.919	0.0054	0.345	1.777	-0.578
40	0.370	2.700	0.0028	0.796	1.886	-0.419
44	0.407	2.455	0.0029	0.701	4.779	-2.957
45	0.417	2.400	0.0042	0.776	6.229	-2.851
България						
15	0.139	7.200	0.0601	0.389	1.006	-1.814
16	0.148	6.750	0.0794	0.580	0.987	-3.014
23	0.213	4.696	0.0225	0.704	1.944	-2.196

Забележка: За колони кросамплитуда a_{yx} и кохерентен спектър h_{yx} са зашриховани най-високите стойности. За колона Gain X/Y са зашриховани онези регресионни коефициенти за които има съвпадение на зашриховането по предходните две колони. В последната колона са зашриховани онези стойности на фазовия спектър за които има съвпадение на зашриховането по предходните три колони и които са най-малки по абсолютна стойност.

От анализа на таблица 3 се установи, че за всяка страна са налице 2-3 честоти, на които кросамплитудата и кохерентния спектър имат едновременно най-високи стойности. Именно на тези честоти са най-чувствителните реакции на износа на промяната в номиналния валутен курс. Така например за Чешката република се установиха най-високи стойности на кросамплитудата и кохерентния спектър при честоти 0.176 и 0.250 цикъла за 1 месец. Съответно еластичността на износа спрямо номиналния валутен курс е 2.14% и 2.88%. При равни други условия зависимостта е по-силна за онези честоти, за които фазовият спектър е по-малък по абсолютна стойност³⁷. Следователно най-силна реакция на променения валутен курс се констатира на честота 0.250 цикъла за един месец, за която фазовият спектър приема стойност от -0.557. Изключение от тези констатации прави само Полша, за която не бяха констатирани съвпадения на максимални стойности на кросамплитудата и кохерентния спектър. Обяснение за този резултат са много ниските автоспектрални плътности на износа и номиналния валутен курс, които създават условия за лъжливо констатиране на висок кохерентен спектър.

В таблица 4 са представени подобрите по максимални кросамплитуда и кохерентен спектър точки на сечение за еластичността на вноса спрямо номиналния валутен курс за Чешката република, Унгария, Полша, Словашката република, Словения и България. Констатира се, че биспектралните оценки на зависимостта между вноса и номиналния валутен курс са много по-разнообразни отколкото тези на износа и номиналния валутен курс. Така например за Полша и Унгария се получават 10-12 точки на сечение с максимални стойности на кросамплитудата и кохерентния спектър поотделно и 3-4 едновременно. В специализираната литература това се обяснява чрез така наречения *ефект*

³⁷ Димитров, Ал. Въведение в иконометрията. Велико Търново: Абагар, 1995 г.

на дохода³⁸. Същността на ефекта се изразява в по-ниската еластичност на износа и по-високата и разнообразна еластичност на вноса за относително малки и по-слабо икономически развити стопанства. Отново с помощта на най-малките по абсолютна стойност оценки на фазовия спектър се избират най-силните реакции на вноса спрямо валутния курс.

В таблица 5 са представени подбраните точки на сечение за еластичността на износа спрямо реалния валутен курс за Чешката република, Словашката република, Словения и България и спрямо ефективния реален валутен курс за Унгария и Полша. Отново се установяват относително пестеливи реакции на износа спрямо промени в реалния (респективно ефективния) валутен курс. Следователно и по отношение промяната на относителните цени износът на шесте страни от Централна и Източна Европа е по-слабо еластичен. Трябва да се отбележи, че се констатират високи стойности на кросамплитудата и кохерентния спектър за поредица от честоти за сравнително тесни диапазони. Тези ефекти се обясняват със същността на биспектралния анализ, използваните в него периодични функции и разливането на еластичността по съседни честотни ивици. Именно при тези ситуации използваният от нас подход за съвместно интерпретиране на ковариацията, корелацията и фазовото изместване е най-ефективен.

В таблица 6 са представени подбраните по максимални кросамплитуда и кохерентен спектър точки на сечение за еластичността на вноса спрямо реалния валутен курс за Чешката република, Словашката република, Словения и България и спрямо ефективния реален валутен курс за Унгария и Полша.

³⁸ Mills T. and E. Pentecost. The Real Exchange Rate and the Output Response in Four EU Accession Countries. In Business Cycle Volatility and Economic Growth, Research Paper No. 00-4, August 2000, Department of Economics, Loughborough University

Таблица 5. Оценки на биспектъра на еластичността на износа спрямо реалния (ефективния) валутен курс

Точка на сечение k	Честота ω	Период в месеци $1/\omega$	Крос-амплитуда a_{YX}	Кохерентен спектър h_{YX}	Gain X/Y	Фазов спектър
Чешка република						
19	0.176	5.684	0.0037	0.911	1.761	-2.305
20	0.185	5.400	0.0032	0.712	1.315	-1.907
27	0.250	4.000	0.0023	0.671	2.541	-0.288
40	0.370	2.700	0.0032	0.817	2.920	-0.570
Унгария						
14	0.130	7.714	0.0032	0.441	1.193	-0.843
15	0.139	7.200	0.0020	0.809	1.978	-1.094
22	0.204	4.909	0.0028	0.648	3.699	-2.475
25	0.231	4.320	0.0022	0.747	5.305	-1.267
28	0.259	3.857	0.0028	0.896	6.361	-0.108
29	0.269	3.724	0.0026	0.821	6.634	-0.531
50	0.463	2.160	0.0015	0.816	5.941	-2.141
Полша						
22	0.204	4.909	0.0017	0.807	2.339	-2.775
28	0.259	3.857	0.0030	0.871	2.666	-1.326
34	0.315	3.176	0.0028	0.542	5.538	-2.083
35	0.324	3.086	0.0022	0.525	3.278	-2.983
Словашка република						
19	0.176	5.684	0.0020	0.407	1.391	-2.042
20	0.185	5.400	0.0042	0.660	1.764	-0.722
40	0.370	2.700	0.0019	0.696	1.567	-1.703
48	0.444	2.250	0.0052	0.794	6.747	-1.889
49	0.454	2.204	0.0024	0.684	5.750	-1.862
Словения						
35	0.324	3.086	0.0064	0.503	1.921	-0.563
36	0.333	3.000	0.0077	0.778	1.470	-0.625
37	0.343	2.919	0.0058	0.609	2.557	-0.472
43	0.398	2.512	0.0041	0.727	3.216	-3.073
45	0.417	2.400	0.0026	0.804	5.717	-2.936
47	0.435	2.298	0.0019	0.826	3.160	-1.943
България						
14	0.130	7.714	0.0033	0.761	0.475	-0.272
16	0.148	6.750	0.0156	0.562	0.758	-2.518
36	0.333	3.000	0.0025	0.798	2.564	-2.537
49	0.454	2.204	0.0098	0.471	1.452	-3.088
50	0.463	2.160	0.0229	0.685	1.461	-2.127

Забележка: За колони кросамплитуда a_{YX} и кохерентен спектър h_{YX} са зашриховани най-високите стойности. За колона Gain X/Y са зашриховани онези регресионни коефициенти за които има съвпадение на зашриховането по предходните две колони. В последната колона са зашриховани онези стойности на фазовия спектър за които има съвпадение на зашриховането по предходните три колони и които са най-малки по абсолютна стойност.

Таблица 6. Оценки на биспектъра на еластичността на вноса спрямо реалния (ефективния) валутен курс

Точка на сечение k	Честота ω	Период в месеци $1/\omega$	Крос-амплитуда a_{YX}	Кохерентен спектър h_{YX}	Gain X/Y	Фазов спектър
Чешка република						
19	0.176	5.684	0.0032	0.774	1.536	-2.598
20	0.185	5.400	0.0034	0.709	1.395	-3.074
40	0.370	2.700	0.0045	0.889	4.134	-0.336
41	0.380	2.634	0.0032	0.686	3.039	-0.702
49	0.454	2.204	0.0027	0.848	5.860	-2.544
Унгария						
14	0.130	7.714	0.0053	0.863	2.017	-1.143
15	0.139	7.200	0.0035	0.520	3.505	-1.427
22	0.204	4.909	0.0032	0.708	4.206	-2.127
28	0.259	3.857	0.0022	0.841	5.061	-0.118
51	0.472	2.118	0.0035	0.681	13.918	-2.498
Полша						
13	0.120	8.308	0.0026	0.762	4.049	-2.013
26	0.241	4.154	0.0034	0.764	1.944	-2.689
37	0.343	2.919	0.0019	0.754	9.557	-0.170
38	0.352	2.842	0.0041	0.832	9.529	-0.624
39	0.361	2.769	0.0033	0.665	8.048	-1.279
46	0.426	2.348	0.0026	0.904	2.826	-1.244
47	0.435	2.298	0.0015	0.746	3.984	-1.354
49	0.454	2.204	0.0018	0.742	5.678	-2.502
Словашка република						
36	0.333	3.000	0.0066	0.696	3.172	-1.440
37	0.343	2.919	0.0043	0.344	3.262	-0.205
39	0.361	2.769	0.0044	0.315	4.469	-0.714
45	0.417	2.400	0.0030	0.838	6.604	-0.640
48	0.444	2.250	0.0060	0.629	7.748	-2.726
Словения						
28	0.259	3.857	0.0024	0.702	2.706	-2.317
35	0.324	3.086	0.0055	0.489	1.658	-1.152
36	0.333	3.000	0.0075	0.829	1.437	-0.777
37	0.343	2.919	0.0045	0.318	1.983	-0.417
40	0.370	2.700	0.0030	0.795	1.785	-0.337
45	0.417	2.400	0.0034	0.737	7.325	-2.991
България						
13	0.120	8.308	0.0105	0.380	0.721	-3.050
15	0.139	7.200	0.0221	0.313	2.203	-1.280
16	0.148	6.750	0.0413	0.616	2.012	-2.448
17	0.157	6.353	0.0129	0.317	0.797	-3.045
19	0.176	5.684	0.0109	0.537	0.698	-0.154
38	0.352	2.842	0.0058	0.702	1.639	-0.468
42	0.389	2.571	0.0034	0.856	1.441	-3.087

Забележка: За колони кросамплитуда a_{YX} и кохерентен спектър h_{YX} са зашриховани най-високите стойности. За колона Gain X/Y са зашриховани онези регресионни коефициенти за които има съвпадение на зашриховането по предходните две колони. В последната колона са зашриховани онези стойности на фазовия спектър за които има съвпадение на зашриховането по предходните три колони и които са най-малки по абсолютна стойност.

За всичките шест страни се констатира много точки на сечение, чрез които се обяснява значителна част от ковариацията и детерминацията между вноса и реалния (ефективни) валутен курс. Т.е. отново се проявява специфичният *ефект на дохода* в проявлението на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс за сравнително по-малки и по-слабо икономически развити стопанства.

Трябва да се отбележи, че се натрупват много реакции на външната търговия със закъснение от 2 до 3 месеца от условната промяна на валутния курс. Това може да се обясни със специфичните особености на иконометричния метод и специфичното проявление на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс. Така например използваният в иконометричните изследвания биспектрален анализ, включително реализираният в Statistica 5.1, изследва релациите на честоти ω от 0 до 0.5. Следователно най-малкият период за изследване на реакцията, най-малкото закъснение на реакцията може да се изследва след втория месец. Т.е. ако има реакции на външната търговия от 0 до 2 месеца, то те се натрупват, разливат, акумулират около 2 месеца и между 2 и 3 месеца. Като се вземат под внимание и резултатите от предходни иконометрични изследвания с други иконометрични методи може да се обясни защо толкова често чрез биспектралния анализ се констатира реакции в диапазона от 2 до 3 месеца.

Констатираните закъснения не могат да се интерпретират като обусловени от сезонен фактор. Първо, сезонните реакции са строго периодични с дължина на вълната от 12 месеца. Второ, вариацията на износа и вноса беше предварително аджусирана за сезонност чрез метода X-11.

6. Сравнителна характеристика на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс за шест страни от Централна и Източна Европа

Обобщените и ранжирани резултати от оценката на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс чрез биспектралния анализ за шест страни от Централна и Източна Европа за периода 1992-2000 година са представени в таблица 7.

Таблица 7. Рангове по коефициенти на еластичност на външната търговия спрямо валутния курс за шест страни от централна и източна Европа за периода 1992-2000 година

Рангове	Страни	Коефициент	Лаг в месеци
Износ спрямо номинален валутен курс			
1	Унгария	5.794	2.57
2	Чешка република	2.878	4.00
3	Словашка република	2.320	5.40
4	България	1.488	2.12
5	Словения	1.382	3.00
6	Полша	-	-
Внос спрямо номинален валутен курс			
1	Чешка република	5.501	2.70
2	Словашка република	3.154	3.00
3	България	1.944	4.70
4	Полша	1.769	3.00
5	Унгария	1.598	3.00
6	Словения	1.350	3.00
Износ спрямо реален (ефективен) валутен курс			
1	Унгария	6.361	3.86
2	Чешка република	2.920	2.70
3	Полша	2.666	3.86
4	Словашка република	1.764	5.40
5	Словения	1.470	3.00
6	България	1.461	2.16
Внос спрямо реален (ефективен) валутен курс			
1	Полша	9.529	2.84
2	Чешка република	4.134	2.70
3	Словашка република	3.172	3.00
4	Унгария	2.017	7.71
5	България	1.639	2.84
6	Словения	1.437	3.00

Първият категоричен извод от сравнението е наличието на *ефект на дохода* в еластичността на външната търговия на всички страни с

изключение на Унгария. Същността на ефекта се изразява в ниска еластичност на износа и висока еластичност на вноса. Както изтъква D. Salvatore³⁹ това се дължи от една страна на ограничената конкурентоспособност на износа и от друга - ограничените възможности на вътрешния пазар да поема внос. Ефектът е по-силно изразен за Чешката република, Словашката република и Полша, за които коефициентите на износа и вноса се различават близо два пъти.

Като се вземе под внимание предварително възприетото ограничение, че закъснението в проявлението на зависимостта се оценява в диапазона от 2 до 12 месеца, могат да се разграничат няколко групи страни. Първо, по отношение на износа се констатира, че най-бързо зависимостта се проявява за България и Словения, и най-бавно – за Словашката република. Второ, по отношение на вноса се установява, че най-бързо зависимостта се проявява за Чешката република и най-бавно – за България и Унгария.

Най-силно еластичността на износа се проявява за Унгария, като коефициентите достигат до 5-6%. Най-слабо зависимостта на износа спрямо валутния курс се проявява за Словения и България. Коефициентите на еластичност не надхвърлят 1.4-1.5%.

По отношение на вноса еластичностите се ранжират в по-различен порядък. Най-силно вносът реагира на промени във валутния курс за Полша и Чешката република. Коефициентите на еластичност за тези страни достигат 5 - 9%. Най-слабо вносът реагира на промени във валутния курс за България и Словения, като коефициентите на еластичност не надхвърлят 2%.

Въпреки, че чрез биспектралния анализ се констатира разнообразна еластичност на външната търговия спрямо номиналния и реалния (респективно ефективния) валутен курс, може да се направи обобщението,

³⁹ Salvatore, D. International Economics. Fourth Edition. N.Y.: Macmillan Publishing Company, 1992

че най-добра адаптивност на износа и вноса по отношение на променените относителни цени има Унгария, Чешката република и Полша. Това кореспондира с равнището на икономическото развитие на тези страни и тяхната готовност за икономическа интеграция. Направеното обобщение не изключва извода, че като цяло външната търговия на шестте страни от Централна и Източна Европа е еластична. Т. е. външната търговия на Чешката република, Унгария, Полша, Словашката република, Словения и България е способна при промяна на валутния курс да се саморегулира и балансира. Според нас наличието на това свойство на износа и вноса може да се интерпретира и като готовност на националните стопанства да отговорят на предизвикателствата на икономическата интеграция и глобализация.

7. Заключение

Възобновеният през последните години научен интерес към еластичността на външната търговия е пряко свързан с протичащите в световното стопанство процеси на икономическа интеграция и глобализация. В рамките на тази тенденция особен интерес представлява еластичността на външната търговия на страните от Централна и Източна Европа, които осъществяват сложен процес на интеграция с Европейския съюз, Световната търговска организация, Организацията за икономическо сътрудничество и развитие и пр. Скромнен принос в тази насока са направените експерименти и получените резултати, представени накратко в тази студия.

Най-общо резултатите могат да бъдат резюмирани по следния начин:

Първо, по отношение на иконометричните методи се установи, че биспектралният анализ може успешно да се използва за оценка на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс. Доказа се, че

биспектралният анализ притежава необходимите възможности за изследване на еластичността, съчетавайки едновременно измерване на посоката, интензивността и закъснението на зависимостта. Предложеното в студията комбинирано използване на кохерентния спектър, кросамплитуда и фазов спектър, позволява да се открият категорично онези честоти (респективно закъснения), за които износът и вносът най-силно реагират на промени във валутния курс.

Второ, по отношение на получените оценки се установи, че като цяло външната търговия на Чешката република, Унгария, Полша, Словашката република, Словения и България е еластична и способна при промяна на валутния курс да се саморегулира и балансира. За всички изследвани страни, с изключение на Унгария, се установи специфично проявление на зависимостта, наречена в научната литература *ефект на дохода*. Т. е. еластичността на вноса е многократно по-голяма от еластичността на износа. Установи се, че средното закъснение на реакцията на износа на променения валутен курс на шестте изследвани страни е 3 месеца, а на вноса – 3.5 месеца. Оценените коефициенти на еластичност варират в сравнително широки граници, като за Полша и Унгария достигат до 5-9 %, а за Словения не надхвърлят 1.3 – 1.4 %.