

ИКОНОМЕТРИЧНА ОЦЕНКА НА ЕЛАСТИЧНОСТТА НА ВЪНШНАТА ТЪРГОВИЯ ЧРЕЗ БИСПЕКТРАЛЕН АНАЛИЗ

Изследвана е еластичността на външната търговия спрямо валутния курс на Чешката република, Словашката република, Унгария, Полша, Словения и България за периода 1992 – 2000г. Като метод за оценка на зависимостта между износа, вноса и валутния курс е използван спектралния анализ, в частност биспектралния анализ.

За целта е направен 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.

Установено е специфично проявление на еластичността на външната търговия на страните от Централна и Източна Европа. Първо, наличие на ефект на дохода в проявлението на зависимостта, т.е. ниска еластичност на износа и висока еластичност на вноса. Второ, закъснението в проявлението на еластичността, в зависимост от вида на транзакцията и страната, варира от 2 до 8 месеца

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 др. 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 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 т.н.

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 др. Ключов проблем, от чието решаване до голяма степен зависи успеха на изследването на

¹ Веселин Хаджиев е гл. ас. д-р в Икономически университет – Варна, катедра “Статистика”, e-mail: vese16@top.bg.

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 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.

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. Оценките 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 на внос клони към безкрайност. По този начин вниманието се съсредоточава само върху еластичността на търсене на износ и на внос.

Редица автори развиват по-нататък вижданията за същността на еластичността на износа и вноса относно валутния курс. R. Stern⁴ разглежда проявлението на тази еластичността при влошени условия на търговията. G. Gandolfo⁵ разглежда механизма на зависимостта в условията на по-малка от безкрайност еластичност на предлагане на износ и на внос. Като значими теоретични публикации могат да се посочат още тези на J. Robinson⁶, F. Machlup⁷, G. Orcutt⁸, D. Salvatore⁹ и др.

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

³ Marshall, A. *Credit and Commerce*. London: Macmillan, 1923; Marshall, A. *Principles of Economics*. 9th ed. 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.

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.

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 Т. Chang¹⁰ и G. Orcutt¹¹. Chang оценява еластичността на търсене на внос на 21 страни за периода 1924 – 1938г. 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 посочва, че използваните в миналото регресионни техники подценяват истинските зависимости. Той смята, че основна причина за тези оценъчни ефекти се дължи на т. нар. *идентификационен* проблем.

Значителна стъпка в развитието на оценъчните техники за измерване еластичността на износа и вноса е студията на Junz и Rhomberg.¹² Те развиват изследванията в посока краткосрочна 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.

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.

Caporale и Chui например изследват еластичността на външната търговия в рамките на коинтеграцията и по-специално чрез модела на авторегресионни разпределени лагове²². Тяхното проучване потвърждава т.

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.

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.

нар. правило на 45-те градуса.²³ Обобщени резултати от тяхното изследване са представени в табл. 1.

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 еластичността на вноса чрез специфични логлинейни модели. За целта той използва данни за Канада, Япония и САЩ за периода 1890 – 1992г. Обобщени резултати са представени в табл. 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

²³ 45-degree rule.

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 възможностите на спектралния анализ и в частност на биспектралния 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 описва въздействието на валутния курс върху износа, а вторият – върху вноса. Ако се разгледат двойките от динамични статистически редове, износ и валутен курс, от една страна, и внос и валутен курс, от друга, като емпирична реализация на два самостоятелни векторни процеса, то за оценяване еластичността на външната търговия може да се използва т. нар. биспектрален анализ. Чрез него се създават възможности свойството еластичност на външната търговия да бъде изследвано едновременно по два параметъра – интензивност на зависимостта и закъснение.

Теоретично спектралният анализ и в частност биспектралният е развит от Т. Anderson²⁷, Р. Bloomfield²⁸, W. Fuller²⁹ и др. Специфично развитие на спектралния анализ прави R. Engle³⁰, който създава т. нар. *Band Spectrum Estimator*. Обобщение на спектралния анализ в рамките на универсален векторен процес е развито от J. Hamilton.³¹ По-нататък са представени основните постановки на този подход.

Нека y_t е вектор, зададен чрез матрица с размерност $(n \times 1)$, със средна $E(y_t) = \mu$ и автоковариационна матрица

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

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:

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.

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.

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

Ако двете страни на (2) се разделят на 2π и се изрази $z=e^{-i\omega}$, където ω е реална величина и $i = \sqrt{-1}$, се получава т. нар. мултиспектър на вектора y_t :

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

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

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

Тогава автоковариационната матрица се изразява по следния начин

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Елементите по главния диагонал на (10) представят автоспектъра на X_t , респ. 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 .

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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 разглежданата ковариация на честота ω е кросамплитудата

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

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

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

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

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

където

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

и $\theta(\omega)$ удовлетворява условието

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

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 отношението $R(\omega) / s_{XX}(\omega)$. Величината $\theta(\omega)$ 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 той 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, респ. 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; за България през същия период 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

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

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

уеднаквяване изразяването на валутния курс, стойностното изразяване на външната търговия, сезонното аджустирание и пр.

Така първичните статистически данни за средномесечния номинален валутен курс са представени в пряко изражение спрямо щатския 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 вътрешните цени и цените в САЩ. За Унгария и Полша тези 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 1990г., а за втората – от 1995г. За осигуряване на съпоставимост на статистическите наблюдения редовете за ефективния реален валутен курс се преизчисляват като базисни показатели по отношение на равнищата от 1995г.

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 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, респ. 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 въвеждат следните два вектора:

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

и

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

където

X_t^{\wedge} - валутен курс, Y_t^{\wedge} - износ и $Y_t^{\wedge\wedge}$ - внос.

Валутният курс се представя чрез следните динамични статистически редове: *средномесечни равнища на номиналния валутен курс относно щатския долар, базисни индекси на реалния валутен курс или на ефективния реален валутен курс*. Износът се представя чрез динамичния статистически ред, *сезонно коригиран месечен обем на износа в млн. долари*, а вносът – чрез динамичния статистически ред *сезонно коригиран месечен обем на вноса в млн. долари*. Следователно на изследване чрез биспектралния анализ се подлагат по два варианта от въведените вектори (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-Fuller.³⁴ 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, $\omega = 0, 0.5$ и $k = 0, \frac{T}{2}$,

където T е 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

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

износа, вноса и валутния курс на честота ω . Тъй като практическият 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 тези 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 кросамплитудата.³⁶ 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 табл. 3 са представени подобрите 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.

От анализа на табл. 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 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 установени 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 табл. 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

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

³⁶ Statistica. Vol. III: Statistics II. Tulsa: StatSoft, 1995.

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

валутен курс. Така 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 т. нар. *ефект на дохода*.³⁸ 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-ниските по абсолютна стойност оценки на фазовия спектър се избират най-силните реакции на вноса спрямо валутния курс.

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 застриховани най-високите стойности. За колона Gain X/Y са застриховани онези регресионни коефициенти за които има съвпадение на застриховането по предходните две колони. В последната колона са застриховани онези стойности на фазовия спектър за които има съвпадение на застриховането по предходните три колони и които са най-малки по абсолютна стойност.

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 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.

В табл. 5 са представени подбраните точки на сечение за еластичността на износа спрямо реалния валутен курс за 6-те страни. Отново

се установяват относително пестеливи реакции на износа спрямо промени в реалния (респ. ефективния) валутен курс. Следователно и по отношение промяната на относителните цени износът на тези страни 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 за такива ситуации използваният от нас подход за съвместно интерпретиране на ковариацията, корелацията и фазовото изместване е ефективен.

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.

В табл. 6 са представени подобранията 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.

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 еластичността на външната търговия спрямо валутния курс за сравнително по-малки и по-слабо развити икономики.

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. Например използваният в иконометричните изследвания биспектрален анализ, вкл. 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 ѝ закъснение може да стане 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 аджустирана за сезонност чрез метода X-11.

6. Сравнителна характеристика на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс за разглежданите страни

Обобщените и ранжирани резултати от оценката на еластичността на външната търговия спрямо валутния курс чрез биспектралния анализ за шестте страни през периода 1992-2000г. са представени в табл. 7.

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 на вноса. Както изтъква D. Salvatore³⁹ това се дължи, от една страна, на ограничената конкурентоспособност на износа и от друга, на 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, а най-бавно – за Словашката република. Второ, по отношение на вноса се установява, че най-бързо тя се проявява за Чешката република и най-бавно – за България и Унгария.

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

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%.

Таблица 7

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

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

Въпреки, че чрез биспектралния анализ се констатира разнообразна еластичност на външната търговия спрямо номиналния и реалния (респ. ефективния) валутен курс, може да се направи обобщението, 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. тя 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 др. Скромни приноси 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 той 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 (респ. закъснения), за които износът и вносът най-силно реагират на промени във валутния курс.

Второ, по отношение на получените оценки се установи, че 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 констатира 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%.