

Коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс

Въведение

Традиционното иконометрично изследване на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс, респективно традиционният регресионен анализ¹, се основават на известната Гаусовско-Марковска теорема за оценките, получени чрез метода на най-малките квадрати². Това намира израз в изискванията за нулево математическо очакване на грешката³, за постоянна вариация на грешката (хомоскедастичност), за отсъствие на корелация на остатъците, за независимост на грешката от екзогенни променливи и пр.

Динамичните статистически редове за износа, вноса и валутния курс по правило са нестационарни и използването им за построяване на иконометрични модели на еластичността предизвиква появата на хетероскедастичност, автокорелация, мултиколинеарност и пр. Следователно, в общия случай, динамичните статистически редове за износа, вноса, валутния курс и оценените чрез тях модели не удовлетворяват изискванията на класическия регресионен анализ. За преодоляването на този проблем, изходните динамични статистически редове се подлагат предварително на редица трансформации (разлагане и елиминирание на компоненти, разликово филтриране), моделите се модифицират (включват се лагови и фиктивни променливи) и пр. В крайна сметка, изредените процедури осигуряват изискуемите от метода на най-малките квадрати свойства на входящите статистически редове и на регресионния модел като цяло. От друга страна обаче, тези процедури предизвикват загуба на информация за тенденциите в изменението на

¹ Приема се, че регресионният анализ е инструмент на иконометричното изследване (Димитров, 1995)

² Ordinary Least Squares, OLS

³ Грешка на оценката, остатъчен компонент

износа, вноса и валутния курс и като следствие, загуба на информация за проявлението на еластичността.

Редица автори (Polak, 1950; Orcutt, 1950; Harberger, 1957; Houthakker и Magee, 1969; Stern, Francis и Schumacher, 1976) забелязват този недостатък при използването на традиционния регресионен анализ в иконометричните изследвания на еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс и предупреждават за опасността от подценяване на зависимостта. Други автори (Junz и Rhomberg, 1973; Goldstein и Khan, 1985; Krugman, 1989) стигат до извода, че еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс не е само статична оценка, получена чрез традиционния регресионен анализ, но и функция от времето⁴.

Исходна предпоставка за решаване на проблема с подценяването на ролята на тенденциите в изменението на износа, вноса и валутния курс в иконометричните изследвания на еластичността, се създава чрез студиите на Engle (1981; 1986), Engle и Granger (1987) и пр. Те дават дефиниция на така наречената коинтегрираност⁵ между две и повече нестационарни променливи и изграждат специфичен модел на коригираната грешка (ЕСМ)⁶. Последният модел позволява, при определени условия, еластичността да се установи директно от нестационарни динамични статистически редове за износа, вноса и валутния курс. Т.е., създават се възможности да се вземе под внимание информацията за тенденциите в изменението на входящите статистически редове и да се разшири познанието за проявлението на зависимостта. Всички иконометрични изследвания, основаващи се на ЕСМ, се обединяват под наименованието

⁴ Проявление на еластичността в така наречения дългосрочен план, J-ефект в проявлението на еластичността и пр.

⁵ Cointegration

⁶ Error Correction Model. В специализираната българска литература се употребяват още термините модел на корекция на грешката, модел с вграден корекционен механизъм и др.

коинтеграционни изследвания, коинтеграционен анализ или коинтеграционен подход.

Възползвайки се от разработения коинтеграционен подход, редица автори правят преоценка на проявлението на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс. Те установяват, че традиционните иконометрични изследвания подценява еластичността и достигат до извода, че това се дължи на загубата на информация, предизвикана от трансформациите на динамичните статистически редове. В тази насока могат да се споменат студиите на Noland (1989), Pattichis (1999), Marquez (1999), Caporale и Chui (1999), Mills и Pentecost (2000), D. Sinha и T. Sinha (2000) и пр. За България са установени единични публикации на изследвания чрез коинтеграционния подход (Георгиев, 1993; Господинов, 1993; Неновски, 1996; Веселинов, 2000). Интересът се съсредоточава предимно върху изследвания на паричния и валутния пазар. С изключение на тези на автора, не са установени публикувани изследвания на други български автори върху еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс, както чрез традиционния подход, така и чрез коинтеграционния подход.

Въз основа на разкритите по-горе проблеми при традиционните иконометрични изследвания и разработените нови иконометрични подходи, се достига до извода за необходимост от преоценка на направените по-рано изследвания на еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс. Необходимо е да се установи, дали прилаганите трансформации върху динамичните статистически редове водят до загуба на информация и в крайна сметка, дали това води до подценяване на еластичността.

Предмет на изследване в тази студия е еластичността на износа и вноса на България спрямо валутния курс. Тук ясно трябва да се разграничат категориите еластичност на външната търговия и еластичност

на износа и вноса по отношение на валутния курс. Еластичността на външната търговия е по-широка категория и е пряко свързана с икономическия потенциал на дадена страна, изразен чрез Брутния вътрешен продукт, условията на търговия, изразени чрез индексите *Terms of Trade* и пр. (Радилов, 2000). Еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс е по-тясна категория, заемаща централно място в схващанията на класиците Marshall (1923), Lerner (1944) и др. Тя играе съществена роля и има пряко отношение към редица икономически теории, включително и към съвременните неокейсиански и монетаристични позиции (Goldstein and Khan, 1985; Gylfason, 1987).

Основна цел на изследването е коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс. За постигането и се поставят две основни задачи. Първо, разкриване и решаване на методологически проблеми, свързани с коинтеграционния анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс. Второ, коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс за периода 1996-2000 година. Като източници на статистическа информация са използвани официалните публикации на Българска народна банка. Оценките и тестването на моделите са извършени чрез иконометричните софтуерни продукти *Microfit 4.0* (<http://www.intecc.co.uk/camfit>) и *EViews 3.1* (<http://www.eviews.com>).

Глава първа. Методологически проблеми при коинтеграционния анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс

1.1. Основни постановки на коинтеграционния анализ

Коинтеграционният анализ се основава на няколко фундаментални постановки, дефинирани от Engle и Granger. Първо, приема се, че ако

нестационарният динамичен ред y_t може да се превърне в стационарен след намиране на d последователни разлики, то той е интегриран от d порядък. Това свойство на динамичния ред се отбелязва чрез $y_t \sim I(d)$. Ако динамичният ред y_t е стационарен, се приема, че е интегриран от 0 порядък. Това свойство се отбелязва чрез $y_t \sim I(0)$.

Второ, приема се, че два динамични реда y_t и x_t , са коинтегрирани от порядък d и e ($y_t, x_t \sim CI(d, e)$, $d \geq e > 0$), ако $y_t \sim I(d)$ и $x_t \sim I(d)$ и съществува такава линейна комбинация $z_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t$, така че $z_t \sim I(d - e)$. Векторът $[\alpha_1, \alpha_2]$ се нарича коинтеграционен вектор⁷. Практически, най-полезна при емпирични изследвания е ситуацията, при която, $d=e$ и $z_t \sim I(0)$. В този случай, двата динамични реда взети поотделно, са нестационарни, но тяхната линейна комбинация има стационарен характер. Ако z_t се вгради по подходящ начин в регресионния модел, то това ще доведе до корекция на грешката и тя ще придобие нулево математическо очакване, хомоскедастичност, отсъствие на автокорелация и пр.

Въз основа на изложените теоретични постановки се изграждат поредица от представяния⁸ на регресионни модели с вградена корекция на грешката. Освен класическия ЕСМ, се предлагат още представяне чрез авторегресионни разпределени лагове, представяне чрез плъзгащи се средни, представяне на Stock-Watson и пр. (Hamilton, 1994).

В това изследване коинтеграционният анализ на еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс се извършва чрез представянето на Phillips-Hansen (1990)⁹. Това представяне има няколко специфични предимства, които го правят особено подходящо при

⁷ Наричан още коинтеграционно уравнение.

⁸ Под представяния се разбира известната и често използвана в статистическата теория възможност за репараметризация на регресионния модел. Така например авторегресионен модел може да се представи като регресионен модел на плъзгащи се средни и т.н. (Величкова, 1981)

използване на къси динамични статистически редове. Чрез него се елиминират различни смущаващи ефекти като сериална корелация, отклонения при малки извадки и пр. Най-общо представянето се основава на следния специфичен модел:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1' x_t + u_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

където $y_t \sim I(1)$ променлива, $x_t \sim I(1)$ е $(k \times 1)$ вектор от регресори, които не са коинтегрирани помежду си. Приема се също, че първите разлики на x_t са стационарни, $\Delta x_t = \mu + v_t, t = 2, 3, \dots, n$, където μ е $(k \times 1)$ вектор от средни величини¹⁰ и $v_t \sim I(0)$ е $(k \times 1)$ вектор от променливи, така че $\xi_t = (u_t, v_t')$ е строго стационарен със средна равна на 0 и крайна положително дефинирана ковариационна матрица. Трябва да се подчертае, че за разлика от класическото представяне на ЕСМ, в стандартното представяне на Phillips-Hansen коинтеграционният вектор не е изразен пряко.

От изложеното по-горе става ясно, че за да се използва коректно процедурата на Phillips-Hansen за коинтеграционен анализ на еластичността, е необходимо, динамичните статистически редове за износа, вноса и валутния курс, да са интегрирани от първи порядък. Освен това е необходимо, между динамичните статистически редове за износа и валутния курс, и между динамичните статистически редове за вноса и валутния курс, да има един коинтеграционен вектор. В противен случай този подход не би могъл да се използва за изследване на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс.

Следователно, ключов проблем при коинтеграционния анализ на еластичността, е изследването на интегрираността на входящите динамични статистически редове за износа, вноса и валутния курс. Порядъкът на интегрираност се установява чрез специфични процедури,

⁹ Наричано още Fully Modified Ordinary Least Squares (FM-OLS) процедура на Phillips-Hansen

¹⁰ Наричани още дрифт параметри, drift parameters

като най-често използвани са тест на Dickey - Fuller¹¹ (1979; 1981), тест на Phillips - Perron¹² (1988), тест на Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin¹³ (1992) и др.

Една от най-популярните процедури са установяване на порядъка на интегрираност на динамичните редове е на Dickey-Fuller. Последователността е следната:

I етап.

а) Правят се първоначални предположения за порядъка на интегрираност на динамичния ред:

$$H_0: Y_t \sim I(1);$$

$$H_1: Y_t \sim I(0).$$

б) Изчислява се $DF_{емп.}$ чрез специално построен регресионен модел с включен авторегресионен процес от първи порядък, който има следния общ вид:

$$\Delta y_t = c_1 + \omega y_{t-1} + c_2 t + \sum_{i=1}^p d_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (2)$$

където y_t е изследвания динамичен ред, Δ - оператор *първи разлики*, t - линейен тренд, v_t - грешка. За оценка на модела се използва метода на най-малките квадрати. Характеристиката $DF_{емп.}$ е равна на t характеристиката на параметъра ω .

в) При предварително избрано равнище на значимост α , обем на извадката и вид на теста се определя $DF_{теор.}$.

г) Взема се решение. Ако $DF_{емп.} > DF_{теор.}$, се възприема H_0 . Ако $DF_{емп.} < DF_{теор.}$, се възприема H_1 .

Ако няма основания да се отхвърли H_0 , се преминава към втори етап. Ако се възприеме H_1 , изследването за интегрираност се

¹¹ DF (Dickey-Fuller) тест или ADF (Augmented Dickey-Fuller) тест

¹² PP (Phillips - Perron) тест

¹³ KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) тест

преустановява. Смята се, че тестваният ред е стационарен, т. е. интегриран от нулев порядък.

II етап.

а) Формулират се следните хипотези: $H_0: Y_t \sim I(2)$ и $H_1: Y_t \sim I(1)$.

б) Изчислява се $DF_{emp.}$. Изчисленията се извършват принципно по същия начин, но не върху оригиналния ред, а върху първите последователни разлики.

в) Определя се $DF_{теор.}$.

г) Взема се решение. Ако се възприеме H_0 , се преминава към следващия етап, в който се повишава редът на тестваната интегрираност. Ако се възприеме H_1 , изследването се преустановява и се смята, че редът е интегриран от първи порядък. Този итеративен процес продължава до отхвърляне на H_0 и приемане на H_1 .

Друга процедура за установяване порядъка на интегрираност на динамичните редове е непараметрична процедура на Phillips-Perron. Тя е устойчива по отношение на сериална корелация и нарушена хетероскедастичност и обикновено се използва за дублиране на заключенията от процедурата на Dickey-Fuller. Последователността и начина на формулиране на хипотезите е аналогична. За изчисляване на емпиричната характеристика се използва следното регресионно уравнение:

$$y_t = \tilde{c}_0 + \tilde{c}_1 y_{t-1} + \tilde{c}_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + v_t \quad (3)$$

където T - брой наблюдения, v_t - грешка. Като емпирична характеристика $PP_{emp.}$ се използва t характеристиката на \tilde{c}_1 .

Изследването за наличие на коинтеграционен вектор се осъществява чрез процедурата на Johansen (1991). Тя може да се организира по няколко различни начина и чрез няколко различни тестови характеристики. Например, допуска се, че в ендегенната променлива липсва

детерминистична тенденция, приема се, че в ендогенната променлива е налице детерминистична линейна тенденция, коинтеграционният вектор се разглежда със или без константа, със или без тренд и пр. Като емпирични характеристики могат да се използват така наречените статистика на максималното правдоподобие¹⁴, критерий на Akaike¹⁵, критерий на Schwarz¹⁶ и др. От своя страна статистиката на максималното правдоподобие се изчислява чрез така наречената трасираща статистика¹⁷ или максимална собствена стойност¹⁸. По-долу се разглежда процедурата на Johansen за два динамични реда, която се основава на трасиращата статистика. Приема се, че предварително е доказана нестационарността на двата динамични реда и по-точно - интегрираност от първи порядък. Последователността е следната:

I етап.

а) Правят се първоначални предположения за броя на коинтеграционните вектори:

$$H_0: r=0$$

$$H_1: r \geq 1$$

където r е брой коинтеграционни вектори.

б) Изчислява се емпиричната трасираща статистика. За целта се използва специално изграденият от Johansen модел на коригираната грешка.

в) При предварително избрано равнище на значимост α , обем на извадката, брой коинтеграционни вектори и вид на теста се определя теоретичната трасираща статистика;

г) Взема се решение. Ако емпиричната трасираща статистика е по-голяма от теоретичната, се възприема алтернативната хипотеза и се

¹⁴ LR или MLR(Maximum Likelihood Ratio) statistics

¹⁵ Akaike Information Criterion, AIC

¹⁶ Schwarz Bayesian Criterion, SBC

¹⁷ Trace statistic

преминава към следващия етап. В противен случай се възприема нулевата хипотеза и се стига до извода, че не съществува линейна комбинация, осигуряваща $z_t \sim I(0)$, т.е. двата статистически реда не са коинтегрирани.

II етап.

а) Приема се $H_0: r \leq 1$ и $H_1: r > 2$.

б) Изчислява се емпиричната трасираща статистика.

в) Определя се теоретичната характеристика.

г) Взема се решение. Приемането на нулевата хипотеза означава, че е доказано наличието на един коинтеграционен вектор. Т.е., доказано е наличието на коинтеграционна връзка между динамичните статистически редове. Отхвърлянето на нулевата хипотеза е индикация за неубедителност на процедурата.

Вероятни източници на смущения могат да бъдат, недостатъчна лагова дълбочина на ЕСМ, неподходящ избор на параметри на коинтеграционния вектор (включване или изключване на константа, включване или изключване на тренд и др.). Необходимо е да се внесат корекции в избраните параметри и тестващата процедура да се повтори отново.

1.2. Подход на Khan и Ross към закъсненията в проявлението на еластичността

Най-общо еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс се изразява по следния начин:

$$X_t = f(R_t) \quad (4)$$

и

$$M_t = f'(R_t) \quad (5)$$

¹⁸ Maximal eigenvalue

където X_t - износ в момент t , M_t - внос в момент t , R_t - валутен курс в момент t , f и f' са функции на съответствието.

От гледна точка на модела на Phillips-Hansen (1), износът, респективно вносът, са $y_t \sim I(1)$ променливата. Съответно валутният курс е $x_t \sim I(1)$ регресорът. Тази постановка на регресионния модел страда от предположението за моментална реакция на износа и вноса на променения валутен курс. Както беше споменато по-рано, редица изследователи забелязват този дефект в постановката на модела и формулират тезата за закъснение в проявлението на зависимостта.

Khan и Ross (1977) разработват специфичен подход за коригиране на проблема със закъснението на зависимостта. Те изграждат така наречения *частично аджустиран модел* за изследване на агрегатната функция на търсене на внос. Основната им идея е, във вектора с екзогенни променливи да се включи със закъснение и ендогенната променлива. Аджустираният подход на Khan и Ross намира приложения в редица изследвания на агрегатната функция на търсене на внос. Тук могат да се споменат студиите на Asseery и Peel (1991), Doroodian (1994), D. Sinha и T. Sinha (2000) и пр.

Възползвайки се от предложението на Khan и Ross, ние развиваме (4) и (5) до частично аджустиран модел на еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс. С цел опростяване на изложението се разглежда извеждането на модела само за вноса. Последователността е следната:

Нека

$$\Delta M_t = \delta(M_t^* - M_{t-1}) \quad (6)$$

и

$$M_t^* = \alpha_1 + \alpha_2 R_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

където Δ е оператор *първи разлики*, т.е. $\Delta M_t = M_t - M_{t-1}$, δ е коефициент на аджустирание ($0 \leq \delta \leq 1$) и M_t^* е очакваното равнище на вноса. Замествайки (7) в (6) и като се извършат елементарни замествания и преобразувания, се получава следното:

$$\begin{aligned}\Delta M_t &= \delta[(\alpha_1 + \alpha_2 R_t + \varepsilon_t) - M_{t-1}] \\ M_t - M_{t-1} &= \delta(\alpha_1 + \alpha_2 R_t + \varepsilon_t) - \delta M_{t-1} \\ M_t &= \delta\alpha_1 + \delta\alpha_2 R_t + \delta\varepsilon_t - \delta M_{t-1} + M_{t-1} \\ M_t &= \delta\alpha_1 + \delta\alpha_2 R_t + (1 - \delta)M_{t-1} + \delta\varepsilon_t\end{aligned}\tag{8}$$

Нека $a_1 = \delta\alpha_1$, $a_2 = \delta\alpha_2$, $a_3 = 1 - \delta$ и $u_t = \delta\varepsilon_t$. След заместване в (8) се получава така наречения частично аджустиран модел в линейна форма:

$$M_t = a_1 + a_2 R_t + a_3 M_{t-1} + u_t\tag{9}$$

По форма, моделът (9) е смесен модел на регресия и авторегресия. Това дава основание на Khan и Ross да интерпретират a_1 , a_2 и a_3 като обикновенни регресионни коефициенти, получавани чрез традиционния подход. Тъй като a_1 , a_2 и a_3 представляват осреднена оценка за всички двойки моменти t и $t-1$, някои автори ги определят като краткосрочни коефициенти (D. Sinha и T. Sinha, 2000).

Khan и Ross интерпретират α_1 и α_2 от (7), като като коефициенти, измерващи натрупаната за целия изследван период реакция на износа или вноса на променения валутен курс. Т.е., смята се, че в тези коефициенти е инкорпорирана интегрираността на входящите динамични редове, включително закъсненията. Редица автори, цитирани по-горе, определят α_1 и α_2 като дългосрочни коефициенти. Основание за това заключение им дава факта, че коефициентите са изчислени като акумулирана величина за целия изследван период, независимо от това, колко дълъг е той. Разбира се, трябва да се направи уговорката, че употребата на понятието "дългосрочно" е условно. Когато изследвания период е относително къс,

какъвто е конкретния случай, не може в никакъв случай да се говори за дългосрочни коефициент на еластичност. α_1 и α_2 се разглеждат като коефициенти, измерващи реакцията на износа или вноса на променения валутен курс за целия изследван период.

Оценката на параметрите на частично аджустирания модел (9) се извършва чрез FM-OLS процедурата на Phillips-Hansen при условие, че вносът е ендогенната променлива y_t , а валутният курс и вносът с лаг единица - векторът x_t с размер (2×1) . Параметрите α_1 и α_2 се изчисляват от a_1 , a_2 и a_3 по следните формули:

$$\delta = 1 - a_3, \alpha_1 = \frac{a_1}{(1 - a_3)}, \alpha_2 = \frac{a_2}{(1 - a_3)} \quad (10)$$

По аналогичен начин се извежда частично аджустирания модел за износа в линейна форма.

В логаритмична форма частично аджустирания модел на вноса има следния вид:

$$\ln M_t = b_1 + b_2 \ln R_t + b_3 \ln M_{t-1} + v_t \quad (11)$$

където $\ln M_t$ - натурални логаритми на вноса в момент t , $\ln R_t$ - натурални логаритми на валутния курс в момент t и $\ln M_{t-1}$ - натурални логаритми на вноса в момент $t-1$. Оценките на b_1 , b_2 и b_3 се извършва чрез FM-OLS процедурата на Phillips-Hansen. $\ln M_t$ е ендогенната променлива y_t , а $\ln R_t$ и $\ln M_{t-1}$ - векторът x_t с размер (2×1) .

Параметрите β_1 и β_2 , чрез които се представя проявлението на зависимостта със закъсненията, се изчисляват от b_1 , b_2 и b_3 по следните формули:

$$\phi = 1 - b_3, \beta_1 = \frac{b_1}{(1 - b_3)}, \beta_2 = \frac{b_2}{(1 - b_3)} \quad (12)$$

където ϕ ($0 \leq \phi \leq 1$) е коефициент на аджустирание.

По аналогичен начин се представя частично аджустирания модел за износа в логаритмична форма.

1.3. Проблемът с осигуряването на статистическите данни

При осигуряването на необходимите статистически данни за коинтеграционния анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс трябва да се имат предвид няколко съществени особености. Първо, за изследвания период 1996–2000 година статистическата методология се е променяла многократно. Това произтича както от реструктурирането на икономиката, така и от адаптирането на икономическата статистика към изискванията на Евростат, статистическия департамент на Международния валутен фонд и пр. Това затруднява съществено подбора на данни и изграждането на съпоставими статистически редове с достатъчна дължина.

Пряко следствие от констатацията по-горе е перманентната актуализация на публикувани вече статистическите данни. В редки случаи се оповестяват окончателни данни за износа и вноса. Във връзка с това в конкретното изследване изграждането на статистическите редове се извършва въз основа на последните публикувани за даден период статистически данни. Допуска се, че именно последните публикувани данни са най-добра апроксимация на действителните обеми на износа и вноса. Като основен източник на статистически данни за износа, вноса и валутния курс е използвана месечната публикация на БНБ *Информационен бюлетин*.

Второ, конкретното изследване на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс е ограничено от към продължителност на периода. Това се обуславя от късата история на динамичните статистически редове за износа, вноса, валутния курс и индексите на цените. Единствената възможност за компромисно решение е, дължината на статистическите

редове да се увеличи чрез използване на тримесечни данни до приемливи, от гледна точка на статистическата надежност граници.

Трето, колекционирането на данни за относително дълъг период от време създава условия за възникване на така наречените *липсващи наблюдения* (missing observations). За попълването им с конкретни данни се използват общовъзприетите правила при икономически изследвания. За попълването на единични липсващи наблюдения в края на динамичния ред се използва линейна екстраполация. За попълване на единични липсващи наблюдения в средата на динамичния ред се използва интерполация чрез средна величина.

След направените уточнения по набирането на статистически данни и изграждането на статистически редове се приема следното:

Първо, нека X_t е износ по тримесечия в лв. по цени от 1995 година за периода 1996-2000 година. Нека M_t е внос по тримесечия в лв. по цени от 1995 година за периода 1996-2000 година.

Второ, нека R_t е среднотримесечен номинален валутен курс в лв. в пряко изражение по отношение на американския долар за периода 1996-2000 година. Нека RR_t е среднотримесечен реален валутен курс по отношение на американския долар, местното равнище на потребителските цени и равнището на потребителските цени в САЩ за периода 1996-2000 година.

Глава втора. Коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс

2.1. Анализ на резултатите от тестовете за интегрираност и коинтегрираност на износа, вноса и валутния курс

Както беше изтъкнато в предходната глава, коинтеграционният анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс започва с редица изследвания на свойствата на входящите динамични редове. Най-съществените от тях са установяване порядъка на интегрираност на динамичните редове и установяване на броя на коинтеграционните вектори между динамичните редове. Преди изследването за интегрираност и коинтегрираност обаче, е необходимо да се направи избор между линейната и логаритмичната (нелинейната) форма на частично аджустирания модел. Това се налага, тъй като двете форми на модела се оценяват от различни динамични редове.

Според нас, по-подходящата форма на частично аджустирания модел е логаритмичната. Аргументите са няколко. Първо, в чисто икономически план, зависимостта между износа, вноса и валутния курс, не се проявява линейно. При малки промени на валутния курс, относителните цени не се променят съществено и износителите и вносителите предпочитат да запазят обемите на износа и вноса. При тази ситуация решаващо значение имат предимно неикономически фактори - запазване на пазарен дял, подържане на определен имидж и пр. При резки промени на валутния курс, относителните цени се променят значително. Освен това, при тази ситуация, значима роля започва да играе и факторът спекулативни очаквания. В следствие на това, износът и вносът се променят непропорционално на променения валутен курс. Следователно, зависимостта се проявява като нелинейна.

Второ, чрез логаритмичната форма на модела, директно се получават коефициентите на еластичност. Това улеснява икономическата интерпретация на зависимостта, съгласува се с условието на Marshall-Lerner и пр.

Трето, извършените формални тестове чрез критерия на Vox и Cox (1964), също са в подкрепа на избора на логаритмична форма на частично аджустирания модел.

Както беше разгледано по-горе, при теста на Dickey-Fuller нулевата хипотеза гласи, че $Y_t \sim I(1)$ срещу алтернативната, че $Y_t \sim I(0)$, където Y_t са логаритмите на износа, вноса, номиналния валутен курс и реалния валутен курс. Ако се установи, че H_0 не може да бъде отхвърлена, се преминава към следващия етап от изследването на интегрираността. В този случай нулевата хипотеза гласи, че $Y_t \sim I(2)$ срещу алтернативната, че $Y_t \sim I(1)$. Ако H_0 се отхвърли се смята, че е доказана нестационарност от първи порядък в Y_t . Емпиричните DF статистики са изчислени с помощта на иконометричния софтуерен продукт *Eviews 3.1*. Резултатите са представени в таблица 1.

Таблица 1. Емпирични DF статистики за логаритмите на износа, вноса, номиналния валутен курс и реалния валутен курс с включени константа, тренд и авторегресионен процес от първи порядък

Етапи	I етап	II етап
Хипотези	$H_0: Y_t \sim I(1); H_1: Y_t \sim I(0)$	$H_0: Y_t \sim I(2); H_1: Y_t \sim I(1)$
$\ln X_t$	-0.56*	-3.07*
$\ln M_t$	-1.07*	-3.87
$\ln R_t$	-2.84*	-2.18*
$\ln RR_t$	-1.52*	-4.22

* $DF_{\text{емп.}} > DF_{\text{теор.}}$

Теоретичната DF статистика при включена константа и тренд, $\alpha=0.10$ и $n=18$ е -3.28^{19} .

Установи се, че динамичните редове от логаритми на вноса и реалния валутен курс са нестационарни и интегрирани от първи порядък, т.е. $I(1)$ променливи. Доказа се, че динамичните редове от логаритми на

¹⁹ Вж. Table B.6, Hamilton (1994), p. 763

износа и номиналния валутен курс също са нестационарни, но от по-висок порядък. Трябва да се отбележи, че при провеждането на втория етап на теста, изчислената емпирична характеристика е близка до теоретичната характеристика. Според статистическата теория, при подобна ситуация, тестът се разглежда като неубедителен и е необходимо да се повтори при други параметри или да се използва друг тест. Ние ще повторим изследването за интегрираност на динамичните редове от логаритми на износа и номиналния валутен курс чрез непараметричния тест на Phillips - Perron.

Построяването на хипотезите и вземането на решения чрез *PP* теста се извършва по същия начин, както и при *ADF* теста. Емпиричните характеристики са изчислени с помощта на *Eviews 3.1*. Резултатите са представени в следващата таблица:

Таблица 2. Емпирични *PP* статистики за логаритмите на износа и номиналния валутен курс с включена константа и тренд

Етапи	I етап	II етап
Хипотези	$H_0: Y_t \sim I(1); H_1: Y_t \sim I(0)$	$H_0: Y_t \sim I(2); H_1: Y_t \sim I(1)$
$\ln X_t$	-0.56*	-4.34
$\ln R_t$	-1.07*	-3.79

* $PP_{\text{емп.}} > PP_{\text{теор.}}$

Теоретичната *PP* статистика при включена константа и тренд, $\alpha=0.10$ и $n=18$ е -3.28

Тестът на Phillips - Perron потвърди нестационарността на логаритмите на износа и номиналния валутен курс. Освен това се установи, че динамичните редове са интегрирани от първи порядък, т.е. *I(1)* променливи. Следователно, налице са необходимите условия да се премине към изследване на коинтегрираността между динамичните редове.

Процедурата на Johansen за изследване на коинтегрираността е итеративна и може да се проведе по няколко начина. В конкретното изследване теста за коинтегрираност се извършва чрез трасиращата статистика. Хипотезите и изчисленията чрез *EViews 3.1* емпирични характеристики са представени в таблица 3.

Таблица 3. Резултати от тестването за коинтегрираност при линейна детерминистична тенденция в ендогенната променлива и константа в коинтеграционното уравнение

Тествани двойки променливи	Етапи	Хипотези	Trace Statistics	Лаг
Ln $X_t \leftrightarrow$ Ln R_t	I	$H_0: r=0; H_1: r \geq 1$	49.8*	4
	II	$H_0: r \leq 1; H_1: r=2$	3.55	
Ln $X_t \leftrightarrow$ Ln RR_t	I	$H_0: r=0; H_1: r \geq 1$	15.6*	2
	II	$H_0: r \leq 1; H_1: r=2$	6.9*	
Ln $M_t \leftrightarrow$ Ln R_t	I	$H_0: r=0; H_1: r \geq 1$	107.1*	3
	II	$H_0: r \leq 1; H_1: r=2$	3.21	
Ln $M_t \leftrightarrow$ Ln RR_t	I	$H_0: r=0; H_1: r \geq 1$	31.9*	4
	II	$H_0: r \leq 1; H_1: r=2$	0.04	

* $Q_t > Q_{теор.}$, където Q_t е емпиричната трасираща статистика и $Q_{теор.}$ е теоретичната трасираща статистика

Теоретичната статистика на максималното правдоподобие, основаваща се на трасиращата статистика, при $r=0$, $\alpha=0.05$, $T=20$, линейна детерминистична тенденция в ендогенната променлива и константа в коинтеграционното уравнение, е 15.4^{20} . Теоретичната статистика на максималното правдоподобие, основаваща се на трасиращата статистика, при $r=1$, $\alpha=0.05$, $T=20$, линейна детерминистична тенденция в ендогенната променлива и константа в коинтеграционното уравнение, е 3.76 .

Установи се, че между логаритмите на номиналния валутен курс и износа, между логаритмите на номиналния валутен курс и вноса и между логаритмите на реалния валутен курс и вноса, съществува коинтеграционна зависимост, изразяваща се чрез точно един коинтеграционен вектор. Установи се, че проведеното изследване за коинтегрираност между логаритмите на реалния валутен курс и износа е неубедително. Това се изразява в отхвърляне на H_0 на вторият етап от изследването и приемането на хипотезата за наличие на два коинтеграционни вектора, което практически е невъзможно и не може да се интерпретира. Следователно, процедурата на Johansen трябва да се повтори при нови параметри. За целта отново се изчислява трасиращата

статистика, но при условие, че в коинтеграционното уравнение се включи тренд. Резултатите са представени в таблица 4.

Таблица 4. Резултати от тестването за коинтегрираност при линейна детерминистична тенденция в ендогенната променлива, константа и тренд в коинтеграционното уравнение

Тествана двойка променливи	Етапи	Хипотези	Trace Statistics	Лар
Ln $X_t \leftrightarrow$ Ln RR_t	I	$H_0: r=0; H_1: r \geq 1$	42.3*	3
	II	$H_0: r \leq 1; H_1: r=2$	11.0	

* $Q_t > Q_{теор}$.

Теоретичната статистика на максималното правдоподобие, основаваща се на трасиращата статистика, при $r=0$, $\alpha=0.05$, $T=20$, линейна детерминистична тенденция в ендогенната променлива, константа и тренд в коинтеграционното уравнение е 25.3. Теоретичната статистика на максималното правдоподобие, основаваща се на трасиращата статистика, при $r=1$, $\alpha=0.05$, $T=20$, линейна детерминистична тенденция в ендогенната променлива, константа и тренд в коинтеграционното уравнение е 12.3. Следователно, приема се, че между логаритмите на реалния валутен курс и износа съществува коинтеграционна зависимост и тя се изразява чрез един коинтеграционен вектор.

Обобщавайки резултатите от тестовете за интегрираността и коинтегрираност, могат да се направят следните заключения:

Първо, изследваните четири динамични реда от логаритми на износа, вноса, номиналния валутен курс и реалния валутен курс, са нестационарни. Тази нестационарност се изразява в интегрираност от първи порядък, т.е. всички динамични редове са $y_t \sim I(1)$ променливи;

Второ, изследваните четири двойки динамични редове, номинален валутен курс и износ, номинален валутен курс и внос, реален валутен курс и износ и реален валутен курс и внос, са коинтегрирани. Тази

²⁰ Вж. Table B.10, Hamilton (1994), p. 767

коинтегрираност се изразява чрез точно един коинтеграционен вектор, т.е. всички двойки динамични редове са $y_t, x_t \sim CI(1,1)$.

Следователно, налице са изискуемите условия, за коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс чрез метода на Phillips-Hansen.

2.2. Анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс чрез коинтеграционния подход

След като се установи, че динамичните редове от логаритми на износа, вноса, номиналния валутен курс и реалния валутен курс са $I(1)$ променливи и коинтегрирани, може да се пристъпи към анализ на еластичността. Въз основа на изведения в параграф 2.2 частично аджусиран модел на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс, се изграждат следните четири варианта на модели:

$$\begin{aligned}
 \text{Модел 1} \quad \ln X_t &= b_1 + b_2 \ln R_t + b_3 \ln X_{t-1} + v_t \\
 \text{Модел 2} \quad \ln X_t &= b'_1 + b'_2 \ln RR_t + b'_3 \ln X_{t-1} + v'_t \\
 \text{Модел 3} \quad \ln M_t &= b''_1 + b''_2 \ln R_t + b''_3 \ln M_{t-1} + v''_t \\
 \text{Модел 4} \quad \ln M_t &= b'''_1 + b'''_2 \ln RR_t + b'''_3 \ln M_{t-1} + v'''_t
 \end{aligned} \tag{13}$$

Определят се векторите от променливи, върху които се извършва оценка чрез FM-OLS метода на Phillips-Hansen:

$$\text{За модел 1 } y_t = [\ln X_t] \text{ и } x_t = \begin{bmatrix} \ln R_t \\ \ln X_{t-1} \end{bmatrix};$$

$$\text{За модел 2 } y_t = [\ln X_t] \text{ и } x_t = \begin{bmatrix} \ln RR_t \\ \ln X_{t-1} \end{bmatrix};$$

$$\text{За модел 3 } y_t = [\ln M_t] \text{ и } x_t = \begin{bmatrix} \ln R_t \\ \ln M_{t-1} \end{bmatrix};$$

$$\text{За модел 4 } y_t = [\ln M_t] \text{ и } x_t = \begin{bmatrix} \ln RR_t \\ \ln M_{t-1} \end{bmatrix}.$$

Изчисленията са извършени чрез *Microfit 4.0.*, прозорец на Parzen с лаг 3 и регресори със средна величина²¹. Оценените частично аджустирани модели са представени по-долу, като в скоби са представени t характеристиките:

$$\begin{array}{ll}
 \text{Модел 1} & \ln X_t = -0.01 + 0.04 \ln R_t + 0.97 \ln X_{t-1} + v_t \\
 & (-0.01) \quad (1.96) \quad (11.3) \\
 \text{Модел 2} & \ln X_t = 0.49 + 0.79 \ln RR_t + 0.65 \ln X_{t-1} + v'_t \\
 & (0.65) \quad (4.66) \quad (9.03) \\
 \text{Модел 3} & \ln M_t = -0.46 + 0.07 \ln R_t + 0.99 \ln M_{t-1} + v''_t \\
 & (-0.23) \quad (2.03) \quad (5.91) \\
 \text{Модел 4} & \ln M_t = 2.22 + 0.39 \ln RR_t + 0.65 \ln M_{t-1} + v'''_t \\
 & (1.19) \quad (0.90) \quad (2.90)
 \end{array} \tag{14}$$

Констатира се, че с изключение на константите b_1, b'_1, b''_1, b'''_1 и b_2 , всички регресионните коефициенти са статистически надеждни. Коефициентите на еластичност на износа и вноса²² по отношение на реалния валутен курс (0.79% и 0.39%) са значително по-високи, отколкото тези по отношение на номиналния валутен курс (0.04% и 0.07%). Тази констатация дава основание да се смята, че ако не се вземат под внимание закъсненията, промените в номиналния валутен курс не предизвикват промени в относителните цени и от там - в обемите на износа и вноса. И обратно, промените в реалния валутен курс създават обективни предпоставки за промени в обема на износа и вноса.

За да се установи натрупаната (акумулираната) еластичност на износа и вноса по отношение на валутния курс за целия изследван период от 1996 до 2000 година, е необходимо да се изчислят параметрите на следните 4 модела:

$$\text{Модел 5} \quad \ln X_t^* = \beta_1 + \beta_2 \ln R_t + v_t$$

²¹ Регресори с drift

²² В моделите от 1 до 4 еластичността се изразява чрез b_2, b'_2, b''_2, b'''_2 .

$$\begin{aligned}
\text{Модел 6} \quad \ln X_t^* &= \beta_1' + \beta_2' \ln RR_t + \nu_t' \\
\text{Модел 7} \quad \ln M_t^* &= \beta_1'' + \beta_2'' \ln R_t + \nu_t'' \\
\text{Модел 8} \quad \ln M_t^* &= \beta_1''' + \beta_2''' \ln RR_t + \nu_t'''
\end{aligned} \tag{15}$$

За целта се използват формулите от (12) и оценените чрез FM-OLS параметри от (14). Получават се следните резултати:

$$\begin{aligned}
\text{Модел 5} \quad \ln X_t^* &= -0.33 + 1.33 \ln R_t + \nu_t' \\
\text{Модел 6} \quad \ln X_t^* &= 1.4 + 2.26 \ln RR_t + \nu_t' \\
\text{Модел 7} \quad \ln M_t^* &= -46 + 7 \ln R_t + \nu_t'' \\
\text{Модел 8} \quad \ln M_t^* &= 6.34 + 1.11 \ln RR_t + \nu_t'''
\end{aligned} \tag{16}$$

От анализа на коефициентите на еластичност на износа и вноса²³ спрямо валутния курс за периода 1996-2000 година, могат да се направят следните няколко извода:

Първо, установи се, че измерената чрез $\beta_2, \beta_2', \beta_2'', \beta_2'''$ еластичност, е значително по-висока от тази, представена чрез b_2, b_2', b_2'', b_2''' . Това дава основание да се смята, че игнорирането на закъсненията в проявлението на зависимостта, води до подценяване на общия за целия период ефект на изменение на износа и вноса;

Второ, еластичността на износа спрямо реалния валутен курс (2.26%) е близо два пъти по-висока от тази, по отношение на номиналния валутен курс (1.33%). Този ефект може да се обясни с механизма на адаптиране на вътрешните цени към променения номинален валутен курс. В следствие на това относителната изгода или неизгода от променения номинален валутен курс бързо се елиминира. И обратно, промяната на реалния валутен курс предизвиква трайна промяна в относителните цени, и от там, в обема на износа.

Трето, по отношение на вноса, се констатира много висока еластичност спрямо номиналния валутен курс - 7%. Докато спрямо

реалния валутен курс, еластичността на вноса е 1.11%. Това съотношение между коефициентите на еластичност спрямо реалния и номиналния валутен курс е противоположно на интерпретираното по-рано съотношение между b_2'' и b_2''' . Налице са основания да се смята, че по отношение на вноса се появява така наречения "ефект на дохода". Според него, променения валутен курс в много по-голяма степен ограничава възможностите на стопанството да поема внос, отколкото да направи по-конкурентен износ.

С цел да се направи сравнителна характеристика между резултатите от коинтеграционния анализ и традиционния анализ на еластичността, се използва таблица 5. Резултатите от първите три изследвания са получени чрез традиционния подход, а резултатите от четвъртото изследване - чрез коинтеграционния подход.

Таблица 5. Сравнителни резултати от изследвания на еластичността на износа и вноса по отношение на валутния курс за периода 1992-2000 година

Период на изследване	1992-1996	1992-2000	1992-2000	1996-2000
Приложени трансформации върху динамичните редове	Верижни индекси	Верижни индекси	Верижни индекси	-
Метод за оценка и използван модел	OLS, линеен модел	OLS, PDL ²⁴ модел	OLS, VAR ²⁵ модел	FM-OLS, частично аджусиран модел
Износ←Номинален валутен курс	0.72	0.006	0.21	1.33
Износ←Реален валутен курс	0.38	0.058	0.22	2.26
Внос←Номинален валутен курс	1.41	0.14	0.40	7
Внос←Реален валутен курс	1.08	0.31	0.56	1.11

Забележка: Цитирани са резултати от публикувани изследвания на автора (Хаджиев, 1997; Хаджиев, 2001)

Изложените резултати дават основание за няколко съществени извода. Първо, коефициентите на еластичност, установени чрез коинтеграционния подход, са многократно по-високи от тези, установени

²³ В моделите от 5 до 8 еластичността се изразява чрез $\beta_2, \beta_2', \beta_2'', \beta_2'''$

²⁴ Модел на разпределени лагове на Алмон (Polinomial Distributed Lags)

чрез традиционния подход. Има основание да се смята, че интегрираността на променливите, допринася за увеличаване на оценката на еластичността. Следователно, изключването на трендовете от изследването чрез различни преобразувания, пренебрегването на тяхната интегрираност, води до оценката на по-ниски еластичности. Второ, резултатите от всички изследвания категорично потвърждават наличието на "ефект на дохода". Т.е., еластичността на вноса е по-висока от еластичността на износа. Респективно, променения валутен курс допринася в по-голяма степен до промяна на вноса, отколкото промяна на износа.

Заключение

Прецизирането на иконометричните изследвания върху еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс допринася за по-точно и по-вярно опознаване на проявяващите се в националното стопанство зависимости. Това придобива особена актуалност във връзка с протичащите в световното стопанство процеси на интеграция и глобализация, включително процесите на интеграция на България с Европейския съюз, Световната търговска организация и пр.

Коинтеграционният анализ е едно от модерните и актуални направления в иконометрията, което позволява прецизиране на изследванията на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс. Коинтеграционният подход позволява при оценката на еластичността да се използва цялата налична информация, включително и тази за нестационарността на динамичните редове. По този начин се избягва възможността за надценяване или подценяване на изследваната зависимост.

²⁵ Авторегресионен векторен модел (Vector AutoRegression Model)

Най-общо резултатите от коинтеграционния анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс могат да се резюмират по следния начин:

Първо, установи се, че провеждането на коинтеграционния анализ е свързан с решаването на редица специфични проблеми, отнасящи се до наличието и характера на нестационарността на динамичните редове. Стигна се до извода, че за по-пълно обхващане и измерване на ефекта от променения валутен курс, е необходимо да се адаптира известния в иконометричната теория частично аджустиран модел на Khan и Ross;

Второ, стигна се до категорични извод, че коинтеграционният анализ дава като резултат многократно по-високи оценки на еластичността, отколкото традиционния анализ. Така например, оценката за еластичността на износа достига до 2.26%, а оценката за еластичността на вноса - до 7%. Тези резултати се дължат както на доказаната интегрираност на износа, вноса и валутния курс, така и на доказаната коинтегрираност между тях;

Трето, потвърди се наличието на "ефект на дохода". Т.е., за изследвания период от 1996 до 2000 година, променения валутен курс в по-голяма степен ограничава възможностите за поемане на внос, отколкото да направи по-конкурентен износа.

Извършеният коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс потвърди предположенията, че трансформациите върху изходните статистически редове води до загуба на информация. Прецизирането на иконометричните изследвания на еластичността изисква да продължат търсенията в тази насока, включително чрез други представяния на ЕСМ, изследвания чрез агрегатната функция на търсене на внос и пр.

Използвана литература

1. Величкова, Н. Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономически явления. Наука и изкуство, София, 1981 г.;
2. Веселинов, Р. Моделиране на българския бизнесцикъл. Статистика, НСИ, София, 2000 г., бр. 6, с. 38-55;
3. Георгиев, Н. Тестове за проверка на хипотезата за random walk, приложена към българския валутен пазар // Банков преглед, БНБ, София, 1993 г., бр. 3, с. 19-25;
4. Господинов, Н. Иконометричен подход към дългосрочното равновесие в икономиката и търсенето на пари // Банков преглед, БНБ, София, 1993 г., бр. 4, с. 35-46;
5. Димитров, Ал. Въведение в иконометрията. Абагар, Велико Търново, 1995 г.;
6. Неновски, Н. Изследване на търсенето на пари в България // Икономическа мисъл, ИИ на БАН, София, 1996 г., бр. 2, с. 35-53;
7. Неновски, Н. Коинтеграцията и корекцията на грешката - един синтез // Статистика, НСИ, София, 1997 г., бр. 3, с. 51-68;
8. Радилков, Д. Икономическа статистика. Стено, Варна, 2000 г.;
9. Хаджиев, В. Еластичност на външната търговия. Варна: Славена , 2001;
10. Хаджиев, В. Възможностите на регресионния анализ за иконометрична оценка на модела на еластичността // Известия. Сп. на Икон. унив.- Варна, 1997 г., бр. 1, с. 93-102;
11. Asseery, A. and D. Peel. Estimates of a Traditional Aggregate Import Demand Model for Five Countries // Economics Letters, April 1991, Vol. 35 Issue 4, pp. 435-444;
12. Box, G. and R. Cox. An Analysis of Transformations // Journal of the Royal Statistical Society, Series B, №26, 1964, pp. 211-254;

13. 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;
14. Dickey, D. and A. Fuller. Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74 Issue 1, 1979, pp. 427-458;
15. Dickey, D. and A. Fuller. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Econometrica*, Vol. 49 Issue 4, June 1981, pp. 1057-1129;
16. Doroodian, K. et al. An Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Function for Saudi Arabia // *Applied Economics*, September 1994, Vol. 26 Issue 9, pp. 909-924;
17. Engle, R. and J. Granger. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*, Vol. 55 Issue 2, March 1987, pp. 251-327;
18. Goldstein, M., Khan, M. Income and Price Effects in Foreign Trade / in *Handbook of International Economics*. Amsterdam: Elsevier, 1985, vol. 2;
19. Granger, C. Developments in the study of cointegrated economic variables // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1986, Vol. 48 Issue 3, pp. 55-68;
20. Granger, C. Some properties of time series data and their use in econometric model specification // *Journal of Econometrics*, 1981, Issue 3, pp. 121-130;
21. Gylfason, T. Does Exchange Rate Policy Matter? // *European Economic Review*, 1987, vol. 30, pp. 375 - 381;
22. Hamilton, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994;
23. Harberger, A. Some Evidence on the International Price Mechanism // *Journal of Political Economy*, Dec 1957;

24. Houthakker, H. and S. Magee. Income and Price Elasticities in World Trade // *Review of Economics and Statistics*, 1969, Vol. 51, pp. 111 - 136;
25. Johansen, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica*, Vol. 59 Issue 6, Nov 1991, pp. 1551-1631;
26. Junz, H. and R. Rhomberg. Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries // *American Economic Review*. May 1973, pp. 24 – 56;
27. Khan, M. and K. Ross. The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation // *Journal of International Economics*, Vol. 7 Issue 2, May 1977, pp. 149-209;
28. Krugman, P. Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates // *European Economic Review*, Vol. 33, 1989, pp. 1031-1085;
29. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root? // *Journal of Econometrics*, Vol. 54 Issue 1-3, Oct-Dec 1992, pp. 159-237;
30. Lerner, A. *The Economics of Control*. London: Macmillan, 1944;
31. Marshall, A. *Credit and Commerce*. London: Macmillan, 1923;
32. 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;
33. 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;
34. Noland, M. Japanese Trade Elasticities and the J-curve // *Review of Economics & Statistics*, Feb 89, Vol. 71 Issue 1, pp. 175-180;

35. Orcutt, G. Measurement of Price Elasticities in International Trade // Review of Economics and Statistics, May 1950, pp. 42 - 68;
36. Pattichis, C. Price and income elasticities of disaggregated import demand: results from UECMs and an application // Applied Economics, Sep 99, Vol. 31 Issue 9, pp. 1061-1172;
37. Phillips, P. and B. Hansen. Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) processes // Review of Economic Studies, 1990, №57, pp. 99-125;
38. Phillips, P. and P. Perron. Time Series Regression with a Unit Root // Biometrika, Vol. 75 Issue 2, June 1988, pp. 335-381;
39. Polak, J. Note on the Measurement of Elasticity of Substitution in International Trade // Review of Economics and Statistics, Feb 1950, Vol. 32 Issue 1, pp. 16-20;
40. Sinha, D. and T. Sinha. An Aggregate Import Demand Function for Greece // Atlantic Economic Journal, Jun 2000, Vol. 28 Issue 2, pp. 196-210;
41. Stern, R., J. Francis and B. Schumacher. Price Elasticities in International Trade. London: Macmillan, 1976;

Коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо
валутния курс

<i>Въведение</i>	1
<i>Глава първа. Методологически проблеми при коинтеграционния анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс</i>	4
1.1. Основни постановки на коинтеграционния анализ	4
1.2. Подход на Khan и Ross към закъсненията в проявлението на еластичността	11
1.3. Проблемът с осигуряването на статистически данни	14
<i>Глава втора. Коинтеграционен анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс за периода 1996-2000 година</i>	16
2.1. Анализ на резултатите от тестовете за интегрираност и коинтегрираност на износа, вноса и валутния курс	16
2.2. Анализ на еластичността на износа и вноса спрямо валутния курс чрез коинтеграционния подход	21
<i>Заклучение</i>	25
<i>Използвана литература</i>	27