

МИНИСТЕРСТВО НА ИКОНОМИЧЕСКО РАЗВИТИЕ

---

АГЕНЦИЯ ЗА ИКОНОМИЧЕСКО ПРОГРАМИРАНЕ И РАЗВИТИЕ

**ПРИЛОЖЕНИЕ НА  
КОИНТЕГРАЦИОННИЯ АНАЛИЗ  
(ИНФЛАЦИЯ, ПОТРЕБИТЕЛСКА ФУНКЦИЯ)**

Петя ПЕТРОВА

Габриела СТОЯНОВА

Илиян ГЕОРГИЕВ

София, 1996 г.

---

© **Агенция за икономически анализи и прогнози 1996**

1000 София, ул. "Аксаков" №31

тел.: 980 04 84, 980 24 74

факс: 981 33 58, 980 93 22

*Всички права запазени.*

*Никакви части от тази публикация не могат да бъдат репродуцирани, съхранявани (запометявани) или разпространявани чрез електронни системи, фотокопиране или чрез други способности без предварителното изрично писмено съгласие на Агенцията за икономически анализи и прогнози.*

ISBN 954-567-018-5

*Раздел I – Илиян Георгиев*

*Раздел II – Петя Петрова,  
Габриела Стоянова*

---

# **I. РАЗВИТИЕ НА ИНФЛАЦИОННИЯ ПРОЦЕС В БЪЛГАРИЯ СЛЕД 1991г.**

## **1. СТАТИСТИЧЕСКИ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА ИНФЛАЦИОННИЯ ПРОЦЕС**

В това изложение речовете от стойности на икономическите променливи се приемат за реализации на стохастични редици. Две основни статистически характеристики, определящи поведението на такива редици, са стационарността (нестационарността) и линейността (нелинейността).

### **1.1. Нестационарност**

Икономическото понятие за стационарност се свързва обикновено с процеси, запазващи свойствата си във времето. Протичането на процес при отсъствие на смущения от неравновесия и промени в обкръжаващата среда се приема за определяща особеност на стационарността. Обосновката е, че параметрите на икономическата система остават сравнително устойчиви, когато през даден период тя се развива при неизменни условия - относително постоянни структури, слабо влияние на техническия прогрес и др.

В иконометрията понятието за стационарност е формализация на икономическото понятие. Отнесено към случайна редица, то означава постоянство на всички или на някои от вероятностните ѝ характеристики. Изискванията често се ограничават до постоянство на математическото очакване и ковариационна функция, зависеща само от разликата на обичайните си аргументи. Тъй като математическото очакване след центриране на редицата става тъждествено равно на нула, същественото условие е това за ковариационната функция. Когато то е нарушено, налице е стохастична нестационарност.

Преходът от централно планирана към пазарна икономика е верига от промени на икономическите структури и механизми. Същността на прехода е несъвместима с идеята за стационарно развитие. Затова естествено е да се очаква нестационарен инфлационен процес. Установяването на

нестационарността е съществено най-малко по две причини. То предопределя избора на статистическа техника при по-нататъшния анализ. Има и съдържателна интерпретация, представляваща интерес сама по себе си. Поради това първа стъпка в анализа е проверката на хипотезата за нестационарност.

В анализа се използва регът от логаритмуваните стойности на индекса на потребителските цени (ИПЦ) при база декември 1990 г. за периода от януари 1991 г. до декември 1995 г. Изключва се като неправдоподобна възможността икономическа редица да бъде експлозивна и нестационарността се идентифицира с наличието на единичен корен. Нулевата хипотеза за единичен корен се проверява срещу алтернативата за стационарност (устойчивост) около права линия с разширения критерий на Дики-Фулър (ADF). От уравненията<sup>1</sup> с различен брой лагове на първите разлики следното е с алгебрично най-малка стойност на ADF:

$$Dlc = 0.099 - 0.008 lc_{-1} + 0.321 Dlc_{-1} - 0.180 Dlc_{-2}, \quad (1.1)$$

(0.036) (0.005) (0.103) (0.049)

$$AR\ 1-4\ F(4, 49) = 0.463[0.763]^1; \quad ARCH\ 4\ F(4,45) = 0.042[0.997];$$

$$\chi^2(2)\ \text{за нормалност} = 62.26 [0.00]**.$$

В него с  $D = (1 - B)$  е означен диференциалният оператор от първи ред, с  $lc$  - логаритъмът на базисния ИПЦ, а в скоби под коефициентите са записани стандартните грешки на оценките им.

Диагностичните статистики показват, че изводите от оцененото уравнение са надеждни. Негаусовостта на остатъците е обичайно зло при моделиране на цени. Тя не опорочава теста [5]. Стойността на  $ADF(lc)$  е -1.681 (критична стойност -2.913 при ниво на доверие 95%) и не дава основание да се отхвърли хипотезата за случайно лутане с изместване при

<sup>1</sup> В квадратни скоби след тестовите статистики е посочен рискът за грешка при отхвърляне на нулевата хипотеза. \* след скобите означава риск в (0.01,0.05], а \*\* е в [0,0.01]. За всички пресмятания са използвани пакетите PCGive и PCFiml. Еволюционният спектрален анализ е с програма на автора.

никое приемливо равнище на значимост. Нестационарността не се опровергава и при включването на сезонен компонент.

Ако резкият скок на цените през април 1994 г. се моделира с промяна в отреза на правата, около която редицата се колебае, също не се влиза в противоречие с нулевата хипотеза. Следвайки Перон [6], оценява се регресия от типа на Дики-Фулър:

$$Dlc = 0.107 - 0.0093 I_{c-1} + 0.264 Dlc_{-1} - 0.158 Dlc_{-2} + 0.148 d, \quad (1.2)$$

(0.025) (0.0034) (0.073) (0.034) (0.0198)

$$AR\ 1-4F(4, 48) = 0.278 [0.891];\ ARCH\ 4\ F(4, 44) = 0.228 [0.921];$$

$$\chi^2(2)\ \text{за нормалност} = 10.136 [0.006] **.$$

В нея  $d$  е фиктивна променлива, равна на 1 за април 1994 г. и на нула в останалите случаи. Т-статистиката на коефициента при  $I_{c-1}$  не е достатъчно малка, за да се направи изводът за стационарни колебания, дори при доверителна вероятност 90% (критичната стойност на асимптотичното разпределение е между -3.5 и -3.47, а емпиричната е -2.748).

За да се намери редът на интеграция на  $I_c$ , се оценяват авторегресии за първите разлики. От уравненията, които имат приемливи статистики за остатъците, с най-малък брой лагове на вторите разлики е следното:

$$DDlc = -0.166 Dlc_{-1} - 0.149 DDlc_{-1} - 0.046 DDlc_{-2} - 0.113 DDlc_{-3}$$

(0.082) (0.132) (0.083) (0.059)

$$AR\ 1-4F(4, 47) = 2.147 [0.090];\ ARCH\ 4\ F(4, 43) = 0.432 [0.785];$$

$$\chi^2(2)\ \text{за нормалност} = 20.484 [0.000] **.$$

Първите разлики са стационарни около постоянно очакване с  $ADF = -2.026$  и критични стойности  $-1.945$  и  $-2.597$  съответно за 95% и 99% доверие.

Окончателно следва, че *редицата от логаритмуваните стойности на базисния ИПЦ е интегрирана от първи ред*. Могат да се направят следните изводи:

- *Дисперсията на редицата расте неограничено.* Тя участва в изразите за прогнозната грешка при ретроспективните методи за прогнозиране и малко увеличаване на хоризонта на прогнозата я прави неинформативна. Смесени са само краткосрочните прогнози. Този технически извод, преформулиран от гледна точка на стопанските агенти при рационално тяхно поведение, води до *демотивация пред несигурното бъдеще* и до *завишени инфлационни очаквания* поради презастраховане. Оттук може да се изведе обяснение за процеса на валутна субституция от последните месеци на 1995 г., наблюдаван въпреки ниските темпове на инфлация и стабилния валутен курс. Разбира се, населението не изучава вероятностната природа на инфлацията, за да определя поведението си. Но и първобитният човек се е страхувал от допира си с огъня, без да е познавал физическата му природа.

- *Инфлационният процес е процес с дълга памет.* Приносът на случаен шок днес не затихва с течение на времето, напротив, натрупва се към приноса на другите шокове. Именно това води до прогресивното нарастване на разсейването около средната редица. При неизменна тенденция влиянието на случаен шок се компенсира само от друг случаен шок с обратен знак. Мерките на правителствената политика в статистически смисъл са случайни шокове. Изводът е, че на неблагоприятните събития в развитието на инфлационния процес трябва да се противопоставят с целенасочени мерки, а не пасивно да се изчаква ефектът им да отшуми.

- *Очакваната дължина на интервала между две последователни пресичания на наблюдаваната редица и тенденцията е безкрайна.* С други думи, продължителен период на необичайно висока инфлация не означава задължително промяна на тенденцията, която инфлацията следва, а може да се дължи на случаен шок в миналото. Същото е вярно и за продължителен период на ниска инфлация. Нещо повече, вероятността за наблюдаване на такива периоди нараства във времето.

Интересен е въпросът дали ниските темпове на инфлация през 1995г. се дължат на случаен шок или се дължат на пречупване в тенденцията. На двете хипотези може да се даде следната интерпретация. *Ако първата е*

вярна, то съществува постоянен инфлационен потенциал, който правителствената политика потиска, но който в определен момент може да избухне. Ако е вярна втората хипотеза, инфлационният потенциал е намалял.

В случай на промяна на тенденцията, константата в (1.1) трябва да се замени поне с частично постоянна функция. Това се проверява с добавяне на фиктивната променлива  $DU = 0$  до момента на промяната включително и  $DU=1$  след този момент. При експериментиране с няколко точки на обрат новата променлива се оказва най-значима в уравнението

$$Dlc = 0.030 + 0.0024 Ic_{-1} + 0.265 Dlc_{-1} - 0.155 Dlc_{-2} - 0.029 DU, \quad (1.3)$$

(0.046) (0.0065) (0.102) (0.048) (0.013)

$$AR\ 1-5\ F(5,49) = 0.869[0.509];\ ARCH\ 5\ F(5,42) = 0.082[0.995];$$

$$\chi^2(2)\ \text{за нормалност} = 51.405[0.000]**,$$

което съответства на промяна през декември 1994 г. То отново не дава основания да се отхвърли хипотезата за нестационарни колебания около тенденцията. Коефициентът пред  $Ic_{-1}$  е с t-статистика 0.365 (положителна!), а критичната стойност на асимптотичното разпределение е между -1.16 и -1.04 за доверителна вероятност едва 5%. Ако уравнения (1.1) и (1.3) се оценят без статистически незначимия лаг на  $Ic$ , диагностичните статистики са сходни и приемливи, като второто уравнение има по-малка статистика на Шварц и следователно по-добре моделира разполагаемото число множество. Но от съображения за нестационарност това не е достатъчно, за да се приеме втората хипотеза. Необходимо е да се покаже промяна в средното на  $Dlc$ .

$Dlc$  не е нормално разпределена случайна редица. Тъй като стандартните параметрични тестове за постоянство на средната се основават на предположението за гаусово разпределение, когато то е нарушено, се използват непараметрични критерии. Обикновено за надежден се приема критерият на Фостър-Стюарт [1]. Емпиричната статистика е -0.420 и по абсолютна стойност е по-малка от  $t(0.05, 25)=1.71$  при едностранна критич-

на област. Хипотезата за непроменен темп на прираст на потребителските цени след декември 1994г. не се отхвърля при приемливо равнище на значимост.

Фостър и Стюарт са предложили и статистика за проверка на съществуването на тенденция в дисперсията. Стойността ѝ за  $D1c$  е  $0.717 < 1.71$ . Тенденция не се открива и резултатът се съгласува с направения по-рано извод за стационарност на  $D1c$  около постоянно очакване.

От класа на нестационарните процеси се отделят равномерно модулираните, които се представят като произведение на детерминиран и стационарен процес. Те имат несложно спектрално представяне и са лесни за изучаване. Ако инфлационният процес е от този клас, неговото прогнозиране би било съществено облекчено. Пристли и Суба Рао са разработили процедура за проверка на хипотезата за равномерна модулираност, свеждаща се до дисперсионен анализ на логаритмично трансформираната оценка на еволюционния спектър [7]. Същата процедура доставя и статистика, с която се проверява стационарността на процеса. Следващата таблица съдържа резултатите от прилагането на процедурата към остатъците от изглаждането на  $Ic$  с линейна и частично линейни функции. За точки на деление са използвани моментът на скока през 1994 г. и моментът на евентуална промяна в скоростта на процеса в края на същата година.

	<i>линейна тенденция</i>		<i>с промяна на отреза през 4 '94 г.</i>		<i>с промяна на отреза през 4'94 г. и на наклона през 12 '94 г.</i>	
	<i>1'91-12'95</i>	<i>3'91 - 12'95</i>	<i>1'91-12'95</i>	<i>3'91 - 12'95</i>	<i>1'91 - 12'95</i>	<i>3'91 - 12'95</i>
$\chi^2(3)$	25.9	39.77	17.99	13.78	94.92	46.76
$\chi^2(18)$	72.1	78.80	107.3	75.39	78.11	117

**Забележка:** Критични стойности  $\chi^2(3) = 11.3$  при  $H_0$  за стационарност и  $\chi^2(18) = 34.8$  при  $H_0$  за равномерна модулираност при доверителна вероятност 90%. Статистиките са  $\chi^2$  разпределени, тъй като е известна дисперсията  $s^2 = 2h/(3T)=28/45$  на логаритмите на елементите на спектралната матрица, където  $h$  и  $T$  са параметри на прозорците, фиксирани тук на 7 и 15.



Оценката на спектъра е намерена по метода на „двойния прозорец“<sup>2</sup>. Всички остатъци са нестационарни и неравномерно модулирани, т.е. не допускат желаното мултипликативно разлагане. Този извод не дава надежда за получаване на добри прогнози по статистически път, базирани на историята на процеса. Разбира се, поради малката дължина на изследвания рег към резултатите от еволюционния спектрален анализ трябва да се подхожда с предпазливост.

## 1.2. Нелинейност

За да се провери линейността на  $\{Dlc\}$  се сравняват линейни авторегресионни модели с експоненциални авторегресионни модели. Моделите от последния клас са локално линейни и допускат коефициентите пред лаговете да зависят от стойността на процеса в предходния период. Общият вид на модел от  $n$ -ти рег за процеса  $X_t$  е

$$(1 - a_1 B - a_2 B^2 - \dots - a_n B^n) X_t = e_t, \quad \{e_t\} - \text{”бял шум”} \quad (1.4)$$

$$a_i = \phi_i + \pi_i \exp(-\gamma X_{t-1}^2), \quad \gamma > 0.$$

При големи  $|X_{t-1}|$   $a_i \approx \phi_i$ , а при малки  $|X_{t-1}|$   $a_i \approx \phi_i + \pi_i$ , като коефициентите се изменят гладко между двете крайни стойности.

За  $\{Dlc\}$  се получава следният модел от първи рег:

$$Dlc = 0.019 + 0.671 \exp(-23.6 Dlc_{-1}^2) Dlc_{-1}, \\ (0.009) \quad (0.195)$$

$$SC = -7.038; \text{ AR 1-4F (4, 50)=1.523[0.210]; ARCH 4 F(4, 46) = 0.0342[0.998] \\ \chi^2 \text{ за нормалност} = 42.802 [0.000] **, \quad \text{RESET F(1,53) = 0.129 [0.721].}$$

Той подкрепя хипотезата за нелинейност, тъй като е избран по критерия на Шварц като превъзхождащ най-добрия линеен - АРПС(2,0), а също

<sup>2</sup> Използвани са прозоречните функции [7].

и другите експериментирани модели от своя клас. Границите на изменение на коефициента пред лага се оценяват, като се изхожда от монотонността на показателната функция:

$$\exp(-23.6 \max \{X_{t-1}^2\}) \leq \exp(-23.6 X_{t-1}^2) \leq \exp(-23.6 \min \{X_{t-1}^2\}),$$

$$1.6464 \cdot 10^{-8} \leq 0.67063 \exp(-23.6 \text{Dlc}_{t-1}^2) \leq 0.056067,$$

или, измерено в средното на Dlc,

$$0.2548 \cdot 10^{-6} \langle \text{Dlc} \rangle \leq 0.6706 \exp(-23.6 \text{Dlc}_{t-1}^2) \leq 0.8666 \langle \text{Dlc} \rangle.$$

Записването във вид на относителни величини убедително показва изменчивостта на коефициента.

Експоненциалните авторегресионни модели позволяват съществуването на граничен цикъл. Това понятие, родило се в теорията на нелинейните диференциални уравнения, за системи с дискретно време е определено от Тонг [9]. Смесът му е в асимптотично периодичното поведение на динамичния рег. Озаки [4] е показал, че необходимите условия относно коефициентите на (1.4) са

(1) корените на  $z^n - \varphi_1 z^{n-1} - \dots - \varphi_n = 0$  да лежат във вътрешността на единичния кръг на комплексната равнина и

(2) някои от корените на  $z^n - (\varphi_1 + \pi_1)z^{n-1} - \dots - (\varphi_n + \pi_n) = 0$  да лежат извън единичния кръг.

За разглежданото уравнение условие (2) не е удовлетворено, т.е. моделът не дава основания да се направи извод за асимптотична периодичност. В частност няма указания за стабилизиране динамиката на цените, която да може да се опише като нарастване с постоянен темп, модулирано от устойчива сезонна вълна. Резултатът се съгласува с формата на оценената спектрална плътност на {Dlc}, притежаваща единствен максимум в нулата.

Дотук беше установено, че данните за историята на инфлацията не опровергават хипотезата за нейната стохастична нестационарност. Най-обща последица от това е значителната неопределеност на бъдещото по-

ведение на инфлацията. Тя се проявява както от гледна точка на стопанските агенти, така и при статистическите заключения.

## 2. ФАКТОРЕН МОДЕЛ НА ИНФЛАЦИЯТА

### 2.1. Изходни предположения при формулировката на модела

Елементите на потребителската кошница могат да се разделят на две групи, като в първата се включат стоките, които са обект на конкуренция от внос или са изцяло вносни, а във втората - останалите стоки и услугите. Вярно е твърдението

$$\tilde{c} = \alpha \tilde{t} + (1 - \alpha) \tilde{n},$$

където  $c$  са осреднените потребителски цени,  
 $t$  са осреднените цени на конкурираните от внос стоки,  
 $n$  са осреднените цени на неконкурираните от внос стоки,  
 $\alpha$  е постоянно тегло.

С тил ( $\sim$ ) над променлива се означава относително изменение (темп на прираст). Когато не се налага, няма да се уточнява дали разглежданата са при непрекъснато или при дискретно време.

Допуска се, че закономерният и смущаващият компонент на моделираните редици от относителни ценови изменения са адитивно свързани и за простота нататък ще се изписва само закономерният компонент. Допуска се също, че смущаващите компоненти са реализации на гаусови „бели шумове“. Взаимната им некорелираност не следва от икономически съображения, затова не се изисква тук.

Предполага се, че международните цени са фиксирани, което е приемливо предвид много по-бавното им изменение в сравнение с движението на цените у нас. В левово изражение динамиката на международните цени ще следва динамиката на курса спрямо лева на някаква кошница от валути, която в модела се отъждествява с долара. Същото се отнася за цените на изцяло вносните стоки. Цените на стоките, търсенето на които се задо-

волява както с местно производство, така и с внос, се определят като претеглено средно на световните цени и българските цени на производител, коригирано с постоянна надценка. С такава мотивация може да се запише

$$\tilde{t}(\tau) = \beta \tilde{p}(\tau) + (1 - \beta) \int_0^a \tilde{e}(\tau - u) dF(u),$$

където  $\beta$  и  $dF$  са постоянни във времето тегла,  
 $\tilde{p}$  са осреднените цени на производител,  
 $e$  - курсът на долара, а  
 $\tau$  е произволен момент.

Интегралът е Стилтесов и е включен, за да се отчете евентуално забавено приспособяване на цените към курса<sup>3</sup>. Интеграционните граници са постоянни. Предполага се, че връзката от  $\tilde{p}$  към  $\tilde{t}$  е моментална.

Допуска се, че цените на стоките, които не подлежат на конкуренция от внос, се формират на калкулативен принцип с постоянна печалба за търговеца и следователно относителните им изменения съвпадат с тези на цените на производител. По-трудно е да се постулира връзката при цените на услугите. Те биха могли да се движат с общото ценово равнище, биха могли да се стремят към постоянство в доларово изражение или ако са зависими от доставки на местни производители, да следват техните цени. Приема се последният вариант, но при емпиричната оценка той ще бъде сравнен с останалите. Окончателно

$$\tilde{t} = \tilde{p}.$$

Колкото до самите цени на производител, определени на основата на себестойността, те трябва да удовлетворяват

$$\tilde{p} = \gamma \tilde{m} + (1 - \gamma) \tilde{f},$$

където  $\tilde{m}$  са цени на материалите,  
 $\tilde{f}$  - разходи за работна заплата.

<sup>3</sup> Тук и надолу се интегрира относно непрекъснати отляво функции на разпределение с разпределения, съсредоточени в интервалите на интегриране.

Тъй като връзката между  $\mathbf{p}$ ,  $\mathbf{m}$  и  $\mathbf{f}$  е адитивна, може само в приближение да се счита, че  $\gamma$  е постоянен коефициент. Нека

$$\tilde{\mathbf{m}}(\tau) = \lambda \int_0^b \tilde{\mathbf{p}}(\tau - \mathbf{u}) d\mathbf{G}(\mathbf{u}) + \mu \int_0^c \tilde{\mathbf{e}}(\tau - \mathbf{u}) d\mathbf{H}(\mathbf{u}) + \nu \tilde{\mathbf{g}}(\tau).$$

Първото събираемо съответства на закупените материали от местно производство, второто - на вносните материали, а  $\mathbf{g}$  са разходите за енергия. За теглата е в сила  $\lambda + \mu + \nu = 1$ . В дискретния случай след заместване в израза за  $\tilde{\mathbf{p}}$  се получава

$$\tilde{\mathbf{p}} = \frac{\gamma \lambda}{1 - g\gamma\lambda} \mathbf{Bq}(\mathbf{B})\tilde{\mathbf{p}} + \frac{\gamma\mu}{1 - g\gamma\mu} \mathbf{r}(\mathbf{B})\tilde{\mathbf{e}} + \frac{\nu\gamma}{1 - g\gamma\lambda} \tilde{\mathbf{g}} + \frac{1 - \gamma}{1 - g\gamma\lambda} \tilde{\mathbf{f}}, \quad \mathbf{g} = \mathbf{G}(+0) - \mathbf{G}(0),$$

където  $\mathbf{p}(\mathbf{B})$  и  $\mathbf{Bq}(\mathbf{B})$  са полиноми на лаговия оператор. От вида на коефициентите следва, че в общия случай те ще са по-големи от действителните еластичности.

Обратна връзка в модела се осъществява чрез заплатите, променящи се с цел частична компенсация на инфлацията за населението. Приема се най-обща форма на връзката, която подлежи на доуточняване, а именно

$$\tilde{\mathbf{f}}(\tau) = \tilde{\mathbf{z}}(\tau) + \int_{+0}^d \tilde{\mathbf{f}}(\tau - \mathbf{u}) d\mathbf{M}(\mathbf{u}) + \int_0^i \tilde{\mathbf{c}}(\tau - \mathbf{u}) d\mathbf{N}(\mathbf{u}),$$

където  $\mathbf{z}$  е броят на заетите.

В литературата разделянето на стоките на изпитващи конкуренция от внос и на защитени от такава конкуренция се свързва обикновено с т. нар. „скандинавски модел“ [2]. Скандинавският модел, за разлика от формулацията тук, предполага фиксиран валутен курс и променящи се цени в останалия свят, които се пренасят в една малка страна посредством цените на стоките от първата група. Подходът тук е аналогичен на подхода в [8] както относно тези цени, така и относно заплатите.

По-широк клас модели, разглеждащи относителни цени, са моделите на структурна инфлация. Основават се на следните предположения [2]:

- промените в цените са следствие от промените в икономическите структури, откъдето и наименованието на моделите;

- всички или някои цени не са гъвкави в посока нагору;
- паричното предлагане е пасивно.

В изложението по-горе моделът динамиката на валутния курс може да се разглежда като обобщаваща характеристика на структурните промени в реалната икономика. Може да се предположи, че различното изменение на цените в производствения сектор и на надбавката върху тях има структурно обяснение. Тази постановка се прилага при тълкуване на резултатите от оценката на модела. Тъй като една от най-важните структурни промени е във формата на собственост, приемайки, че при частната форма работната заплата следва с лаг от един месец потребителските цени, за разлика от по-траматичния механизъм при държавната, се прави и опит да се улови промяната чрез различните разходи за работна заплата.

## **2.2. Интегрираност и коинтегрираност на променливите. Дългосрочни зависимости<sup>4</sup>**

В анализа се използват редовете на НСИ за базисните индекси на цени: ИПЦ {c}, общ индекс на цените на производител {p} и индекс на цените на производител на енергия {g}, както и за фонда „Работна заплата“ в промишлеността {f}. Редът на средномесечния курс на долара {e} е получен с хронологично осредняване на дневните фиксинги на БНБ.

В Агенцията се изчислява индекс на вносните в широк смисъл стоки. Включват се домакинските електроуреди и битовата електроника, свързана със свободното време (радиокасетофони, фотоапарати и др.), облеклото, обувките и личните принадлежности, личните транспортни средства, вносните въглища, брикетите и горивата, чиито пределни цени в национална валута се определят от МС на база на международните цени през курса на лева спрямо щатския долар, цитрусите и бананите, захарта, кафето и някои други. При пресмятането на индекса с теглата на НСИ се претеглят индивидуалните индекси на изброените стоки и стокови групи.

<sup>4</sup> Тук се използват линейни апроксимации на процесите, пораждащи динамичните редове.

През годините са добавяни и нови стоки към раздела на вносните, но промяната на теглата е пренебрежимо малка. В подкрепа на това твърдение са коефициентът на детерминация (0.99995) за уравнението

$$Dlc = 0.735 Dln + 0.267 Dlt$$

и нулевите (с точност от порядъка на  $10^{-3}$ ) стандартни грешки на коефициентите. С *It* са означени логаритмите на базовия индекс на вносните в широк смисъл стоки и с *In* - логаритмите на индекса на стоките и услугите, допълващи вносните в широк смисъл стоки до цялата потребителска кошница. Записаното равенство ще се счита твърдение, а регите на *It* и *In* ще се използват съответно за цените на конкурираните от внос стоки и за цените на неконкурираните стоки и услугите.

Резултатите от разширените тестове на Дики-Фулър за изучаваните регове са систематизирани в следната таблица (периодът е март 1992 - септември 1995г.):

	<i>ADF (1 лаг) с константа</i>	<i>AR 1-3 F( 3, 37)</i>	<i>ADF (1 лаг) с конст. и тренд</i>	<i>AR 1-3 F(3, 36)</i>		<i>DF</i>	<i>AR 1-3 F(3, 39)</i>
<b>Ip</b>	0.2137	0.695	-2.028	0.557	<b>Dip</b>	-2.368	1.470
<b>In</b>	-0.1042	0.941	-2.173	0.785	<b>DIn*</b>	-4.202	0.296 F(3,27)
<b>It</b>	-0.2078	0.629	-2.036	0.770	<b>DIt</b>	-2.452	1.667
<b>Ig</b>	0.2321	1.507	-2.788	0.359	<b>DIg</b>	-5.082	2.307
<b>Ie</b>	-0.3893	0.577	-2.209	0.706	<b>Dle</b>	-3.461	1.074
<b>If</b>	0.5236 (4 лага)	2.063 F(3,31)	-1.514 (2 лага)	2.239 F(3, 34)	<b>DIf*</b>	-9.074	2.145 F(3,27)
<b>5%</b>	-2.93 (-2.924)		-3.516 (-3.519)		<b>5%</b>	-1.949	

**Забележка:** Тъй като за всички редове, освен този на **If**, хипотезата за некорелираност на остатъците за първи път не може да се отхвърли при един и същи брой лагове на разликите, този брой е изведен в анетката, а различията при ФРЗ са посочени в скоби след съответните числа.

\* При **DIn** и **DIf** проверката е направена с константа и сезонен компонент за постигане некорелираност на остатъците. В този случай нестационарността се отхвърля със значимост 0.01 при критична стойност -3.589. Същата е и значимостта за **Dle** (критична стойност -2.617).

За изследваните редове при приемливо равнище на значимост не се отхвърля хипотезата, че са интегрирани от първи ред. Поради това смислено е да се търсят техни стационарни линейни комбинации.

Прилага се процедурата на Йохансен за оценка по Метода на максималното правдоподобие (ММП) [3]. Изхожда се от получена по Метода на най-малките квадрати (МНК) система уравнения с ендогенни променливи  $I_p$ ,  $I_e$ ,  $I_n$ ,  $I_t$  и  $I_f$ , и регресори константа, неограничената (unrestricted) променлива  $I_g$  и първите лагове на ендогенните променливи. Критерият за проверка на хипотези относно броя на коинтеграционните вектори е първият критерий на Йохансен [3, с. 233]. Хипотезата за отсъствие на коинтеграционни вектори се отхвърля със статистика 133.3, а хипотезата за не повече от един коинтеграционен вектор - със статистика 73.09. И двете заключения са при равнище на значимост 0.01. Не може да се отхвърли хипотезата за не повече от два вектора дори при значимост 0.05. Окончателният извод е, че коинтеграционното пространство е опънато върху два вектора. Оценките по ММП на съответните на тези вектори линейни комбинации<sup>5</sup> (нецентрирани) са

$$VEC1 = I_p - 2.471 I_e + 0.113 I_n + 2.158 I_t - 1.678 I_f$$

и

$$VEC2 = 0.063 I_p + I_e + 0.939 I_n - 1.197 I_t - 2.497 I_f.$$

Интересно е да се намерят подпространства на основното коинтеграционно пространство, породени от по-малък брой променливи. Разглеждайки  $I_p$ ,  $I_e$  и константа като неограничени променливи, за  $I_n$ ,  $I_t$  и  $I_f$  се намира единственият коинтеграционен вектор  $v = (1 \ 3.808 \ -5.852)$ . (Липсата на коинтеграционни вектори при значимост 0.01 се отхвърля със статистика 64.68, а хипотезата за не повече от един вектор не се отхвърля при значимост 0.05 със статистика 13.31.) Изводът е, че трите реда „се движат заедно“ във времето. От оценената матрица на дългосрочните елас-

<sup>5</sup> По-нататък се цитират със същите означения.



тичности с единичен ранг се изчислява еластичност 0.821 на ФРЗ спрямо потребителските цени, което е близко до обявявания от правителствата процент на компенсирани на инфлацията. Това число не е показателно от гледна точка благосъстоянието на населението, защото има смисъл на дългосрочна величина. По-нататък то е сравнено с краткосрочната еластичност. Обратната връзка<sup>5</sup> се характеризира с дългосрочна еластичност на потребителските цени спрямо ФРЗ от 0.302. Като се комбинират измерените в двете посоки еластичности следва, че в дълъг период 1% изменение на  $I_c$  довежда чрез механизма на компенсация на доходите до нови 0.248% изменение на същата величина, т.е. инфлацията се самоподдържа с около  $\frac{1}{4}$  от размера си.

В изходното коинтеграционно пространство оценките за скоростите на приспособяване са

	<b>VEC1</b>	<b>VEC2</b>
<b>lp</b>	-0.1081	0.0518
<b>le</b>	-0.0716	-0.0264
<b>ln</b>	-0.0996	0.0457
<b>lt</b>	-0.1175	0.0438
<b>lf</b>	0.3090	0.2931

Някои скорости са сравнително малки по абсолютна стойност и не е ясно дали са статистически различни от нула. Това може да се провери, като се установи дали в модел с коригиране на грешките в уравненията за съответните променливи дългосрочните членове са значими. Според прес-

<sup>5</sup> *Макар и близки до нула, скоростите на приспособяване са статистически значимо различни от нула. Като се вижда от следващата система, никоя от трите променливи не е слабо екзогенна.*

*Период: 1992 (6) до 1995 (9); метод на максималното правдоподобие при пълна информация:*

$$dlt = +0.144 dle \quad +0.613 dlp \quad +0.188 dle_{-1} \quad -0.00562 (ln + 3.808 lt - 5.852 lf)_{-1}$$

$$(0.060) \quad (0.118) \quad (0.073) \quad (0.001)$$

$$\sigma = 0.0169; AR\ 1-5F(5, 22) = 2.075 [0.107]; \chi^2 = 0.588 [0.745] \text{ за норм.}; ARCH\ 3F(3, 21) = 1.082 [0.378]$$

$$dln = +0.872 dlp \quad -0.01036 (ln + 3.808 lt - 5.852 lf)_{-1}$$

$$(0.08628) \quad (0.00159)$$

$$\sigma = 0.02; AR\ 1-5F(5, 22) = 2.348 [0.075]; \chi^2 = 1.511 [0.470] \text{ за норм.}; ARCH\ 3F(3, 21) = 0.308 [0.820]$$

$$dlf = -0.723 dl_{-1} \quad -0.678 dl_{-2} \quad +0.0134 (ln + 3.808 lt - 5.852 lf)_{-1} \quad +0.1463$$

$$(0.064) \quad (0.0499) \quad (0.006) \quad (0.015)$$

$$\sigma = 0.031; AR\ 1-5F(5, 22) = 2.4684 [0.064]; \chi^2 = 4.203 [0.122] \text{ за норм.}; ARCH\ 3F(3, 21) = 0.322 [0.810]$$

мятанятията в т. 2.3. членове за коригиране на грешката участват значимо във всички уравнения, освен при ФРЗ. Ако една променлива (**If**) от множество коинтегрирани променливи (**In, It, If**) е ендогенна спрямо това множество, не е възможно тя да се превърне в слабо екзогенна с добавяне на нови променливи (**Ip, Ie**). Резултатът от изчисленията може да се отгледне на неспособността на двустепенния МНК да разложи вектора  $v$  по векторите от коефициентите на VEC1 и VEC2. Оценката на системата уравнения е решение на една оптимизационна задача, а намирането на разлагане - на друга. Очевидно решенията на двете задачи в общия случай са различни. Поради това, опирайки се на направените изводи в подпространството, нататък **If** се третира като ендогенна променлива.

В основното пространство се оценява матрица на дългосрочните еластичности с ранг две:

	<b>Ip</b>	<b>Ie</b>	<b>In</b>	<b>It</b>	<b>If</b>
<b>Ip</b>	-0.1049	0.3190	0.0365	-0.2953	0.0521
<b>Ie</b>	-0.0732	0.1504	-0.0329	-0.1228	0.1860
<b>In</b>	-0.0967	0.2918	0.0317	-0.2696	0.0530
<b>It</b>	-0.1148	0.3343	0.0279	-0.3060	0.0879
<b>If</b>	0.3273	-0.4704	0.3101	0.3157	-1.2500.

От нея се получава<sup>7</sup> една забележителна еластичност, а именно, на валутния курс спрямо потребителските цени. Стойността е 1.035, което е потвърждение на теорията за паритета на покупателните сили (ППС) в дългосрочен план.

В дълъг период работните заплати и валутният курс си поделят приноса за изменението на ИЦП. Еластичността на производствените цени спрямо ФРЗ е 0.496. Получената чрез формално пресмятане оценка за

<sup>7</sup> Еластичностите са елементи на матрицата, получена от дадената с нормиране по главния диагонал и ролята на знака на извъндиагоналните елементи.

еластичността им спрямо валутния курс (2.965) е деформирана поради непълния ранг на матрицата, но може да се коригира. За еластичността на производствените цени спрямо потребителските пресмятаме -2.467. Ако в дългосрочен план  $I_e$  и  $I_c$  се отъждествят на основата на ППС, спрямо курса окончателно остава 0.498.

Аналогична деформация е налице в реда за  $I_n$ . Числовите резултати от обработката му са с неприемливо големи абсолютни стойности и не може да им се даде смислено тълкуване. Поради съвместното изменение (коинтегрираността) на някое подмножество на изучаваните променливи, дългосрочните ефекти на коинтегрирани фактори са се смесили.

Цените на конкурираните от внос стоки в достатъчно голям интервал от време поглъщат изцяло курсовите изменения (оценката на дългосрочната еластичност е 1.092). Спрямо ФРЗ дългосрочната чувствителност е 0.287, но влиянието не е с посредничеството на производствените цени. Действително, дългосрочният ефект на последните върху цените на конкурираните стоки е отрицателен (-0.375). Вероятно това се дължи на верига от зависимости, в която повишаването на цените на местните продукти стимулира вноса на чуждестранни аналози, а вносът по механизмите на конкуренцията води до намаляване на цените. При това алгебричната сума на двата ефекта се оказва отрицателна.

От реда за  $I_f$  се пресмята оценка за дългосрочната еластичност 0.501 на ФРЗ спрямо потребителските цени, т.е. по-малка от по-рано намерената.

### **2.3. Оценка на модела. Краткосрочни зависимости**

В т. 2.1. беше формулиран модел в относителни изменения, които в непрекъснатия случай са логаритмични производни. Вместо стандартната дискретизация, дискретния темп на прираст, тук се използват разликите на логаритмите. Причината е установената коинтеграция на редовете на логаритмите, защото е указание за правилното уточняване на динамиката.

За периода май 1992 г. - септември 1995 г. се прилага двустепенният МНК и се получава следната система уравнения (с  $s_i$  са означени сезонни компоненти). Тя е избрана от множество системи с различна лагова структура с последователно отстраняване на незначимите променливи.

$$Dle = 0.140 - 0.664 Dln_{-2} + 0.211 Dif_{-2} - 0.161 VEC1_{-1} + s_0;$$

(0.029) (0.193) (0.091) (0.0448)

$$\sigma = 0.04036; AR\ 1-5F(5, 13) = 3.284[0.039] *; \chi^2\ за\ норм. = 4.881[0.087];$$

$$ARCH\ 3\ F(3, 12) = 0.052 [0.984]$$

$$Dlp = 0.047 + 0.147 Dlg + 0.140 Dle + 0.318 Dif - 0.135 VEC1_{-1} + s_1;$$

(0.012) (0.038) (0.057) (0.066) (0.0167)

$$\sigma = 0.01183; AR\ 1-5F(5, 13) = 8.664[0.001] **; \chi^2\ за\ норм. = 4.363[0.113];$$

$$ARCH\ 3\ F(3, 12) = 0.251[0.859]$$

$$Dlt = 0.036 + 0.698 Dlp + 0.364 Dlp_{-2} + 0.279 Dle - 0.288 Dln_{-2} + 0.016 VEC2_{-1} + s_3;$$

(0.008) (0.1104) (0.121) (0.083) (0.117) (0.0048)

$$\sigma = 0.01530; AR\ 1-5F(5, 13) = 4.634[0.012]*; \chi^2\ за\ норм. = 1.513[0.469];$$

$$ARCH\ 3\ F(3, 12) = 0.282[0.837]$$

$$Dln = + 1.291 Dlp + 0.092 VEC1_{-1} + 0.018 VEC2_{-1} + s_4;$$

(0.116) (0.0144) (0.0061)

$$\sigma = 0.02158 ; AR\ 1-5F(5, 13) = 1.842[0.174]; \chi^2\ за\ норм. = 0.639[0.726];$$

$$ARCH\ 3\ F(3, 12) = 0.094[0.962]$$

$$Dif = 0.079 - 0.783 Dif_{-1} - 0.667 Dif_{-2} + 0.223 Ic3_{-5} + s_5;$$

(0.015) (0.069) (0.059) (0.092)

$$\sigma = 0.02929; AR\ 1-5F(5, 13) = 0.996[0.458]; \chi^2\ за\ норм. = 1.944[0.378];$$

$$ARCH\ 3\ F(3, 12) = 0.078[0.971]$$

$$Dlc = 0.73481 Dln + 0.26719 Dlt \quad (\text{тъждество}),$$

$$Ic3 = Dlc + Dlc_{-1} + Dlc_{-2} \quad (\text{тъждество}).$$

Някои от уравненията имат корелирани остатъци. Остатъците се запазват корелирани при замяна на метода за оценка с ММППИ, както и при оценяване на система без уравнение за валутния курс. Последното е оправдано, тъй като в модела не са включени основни курсообразуващи фактори. Некорелираност на остатъците се постига с оценяването на нелинеен модел по ММППИ:

$$Dlp = 0.046 + 0.337 Dlf + 0.111 Dlg + 0.150 Dle - 0.136 VEC1_{-1} + s_{1,} \\ (0.012) \quad (0.059) \quad (0.034) \quad (0.046) \quad (0.015)$$

$$\sigma = 0.01321$$

$$Dlt = 0.024 + 0.177 Dle + 0.271(1 - 0.43 e^{-30 Dle_{-1}^2}) Dle_{-1} + 0.633 Dlp + s_{2,} \\ (0.010) \quad (0.071) \quad (0.146) \quad (0.197) \quad (0.193)$$

$$\sigma = 0.01717$$

$$Dln = 1.042 Dlp + 0.083 VEC1_{-1} + 0.020 VEC2_{-1} + s_{3,} \\ (0.121) \quad (0.017) \quad (0.007)$$

$$\sigma = 0.02060$$

$$Dlf = (-0.985 + 0.575 e^{-21 Dlf_{-1}^2}) Dlf_{-1} - 0.448 Dlf_{-2} + 0.698 e^{-21 Dlf_{-1}^2} Dlf_{-3} + 0.272 Ic3_{-5} + s_{4,} \\ (0.175) \quad (0.235) \quad (0.139) \quad (0.183) \quad (0.073)$$

$$\sigma = 0.03193.$$

Нелинейните членове „улавят“ характеристики на моделираните променливи, които линейната форма пропуска. Например изменението на фонда на работната заплата съдържа асиметричен цикъл с дължина 3 месеца с максимум, съответстващ на изплащането на премии в края на всяко тримесечие, следван от спад и (най-често) две нараствания, от които първото по-бавно. Такива цикли се описват по-добре от нелинейни модели. Множителите в степенните показатели на експонентите са избрани по t-статистиките на коефициентите пред съответните членове.

Преди тълкуването на оценените коефициенти в краткосрочната част на модела, приведени са диагностичните му статистики, които са приемливи. Те представят остатъците като гаусов бял шум и оправдават изводите.

	AR 1- 5F(5, 10)	ARCH 5 F(5, 5)	Нормалност: $\chi^2(2)$
<b>Dlp</b>	2.9076 [0.0710]	0.11395 [0.9838]	0.00696 [0.9965]
<b>Dlt</b>	2.6323 [0.0905]	0.06584 [0.9952]	0.31871 [0.8527]
<b>Dln</b>	2.7667 [0.0802]	0.1018 [0.9873]	0.53682 [0.7646]
<b>Dlf</b>	1.2655 [0.3502]	4.7461 [0.0932]	0.03783 [0.9987]

**Забележка:** Векторен критерий за нормалност  $\chi^2(8) = 3.4546[0.9027]$ .

Значимостта на константите в някои зависимости се съгласува със структурната хипотеза. Ако действат фактори в посока на намаляване цените на неконкурираните стоки, от допускането за липса на гъвкавост на тези цени в посока надолу следва, че трябва да се повишат цените на конкурираните стоки, за да са адекватни относителните цени. Оттук и наличието на константа в уравнението за Dlt. Заключение е, че конкуренцията на вноса не е достатъчно силна, за да се противопостави на този вътрешен натиск. Колкото до константата в уравнението на Dlp, тя е обвързана със средната на коинтеграционния вектор и на нея не може да се даде същата интерпретация.

Тестът на Валг ( $\chi^2(1) = 0.024 [0.961]$ ) не отхвърля хипотезата, че коефициентът пред Dlp в уравнението за Dln е точно 1 (тъй като данните са логаритмувани, коефициентът има смисъл на еластичност). Следователно промените в цените на конкурираните стоки следват промените в производствените цени. Структурният фактор може да се търси измежду факторите на производствените цени, например растежът на реалното промишлено производство. Производствените цени се оказват нечувствителни към него - ако в уравнението за Dlp се включат относителните изменения на реалното производство, се получава незначим коефициент пред новата променлива. Увеличеното предлагане, съпътстващо растежа, съчетано с неизменно равнище на платежоспособното търсене, е фактор за намаляване на цените на неконкурираните стоки и поради негъвкавостта им надолу в крайна сметка води до покачване на цените на конкурираните стоки.

В уравнението за  $D1p$  не участват в явен вид лагове на обясняващите променливи, т.е. цените на производител в рамките на отчетния месец абсорбират измененията на компонентите си. Сумата от теглата в него е статистически равна на единица ( $\chi^2_{\text{Балг}}(1) = 0.268 [0.605]$  при нулева хипотеза за единична сума). Пресмятането на краткосрочни ефекти не е оправдано, защото, както беше показано в 2.1., би довело до завишени оценки.

Краткосрочната еластичност на цените на конкурираните от внос стоки спрямо валутния курс е променлива. Както за експоненциалния авторегресионен модел от т. 1. се оценява, че тя варира между 0.331 и 0.430. Средният краткосрочен лаг на приспособяване се колебае около половин месец. Спрямо цените на производител краткосрочната еластичност е 0.633, т.е. на конкурентния пазар съотношението на силите е приблизително 2:1 в полза на българските производители. Сумата на еластичностите се изменя в интервала  $[0.964, 1.062]$ , т.е. колебае се около 1.

Както беше предположено при формулировката на модела, цените на неконкурираните стоки не зависят от курса. Нито изменението на курса, нито лаговете му, са значими в уравнението за  $D1p$ . Не получава подкрепа вариантът те да се приспособяват към общото ценово равнище - и лаговете на  $D1c$  са незначими.

Същите лагове, в частност първият, са незначими и в уравнението за  $D1t$ . Нека  $D1c_{-1}$  се отъждестви с относителното изменение на работната заплата в частния сектор. Цените на производител са отчетени от държавни предприятия, а при формиране на потребителските цени приносът си дава търговската верига, в която участват както държавни, така и частни предприемачи. От незначимостта на  $D1c_{-1}$  следва, че процедурата за начисляване на работната заплата в частния сектор не е съществен ценообразуващ фактор. Това е указание за слабото влияние на частния сектор изобщо, стига да е коректно изходното отъждествяване.

Краткосрочната зависимост между ФРЗ и потребителските цени е смутена от механизма на образуване на ФРЗ. Средната краткосрочна еластичност е 0.192, т.е. съществено по-малка от дългосрочната. Максималната

наблюдавана еластичност е била 1,42 при изплащане на премии, а минималната след изплащане на премии - (-0.81).

Направените дотук изчисления потвърждават както избора на фактори в т. 2.1, така и естествените допускания за сумите на коефициентите в уравненията.

Едно важно свойство на оценения модел е, че управляваният от него инфлационен процес се подхранва дори при нулеви начални данни. По-точно, ако в една икономика с постоянни цени, валутен курс и заплати инфлацията се задължи да следва модела, цените ще започнат бързо да растат. За конкретност ако се предположи, че

$$dle = \frac{dlc_{-1} + dlc_{-2} + dlc_{-3}}{3} \quad \text{и} \quad dlg = dle,$$

през първата година от действието на модела средномесечният ИПЦ ще е 104.77, през втората - 105.32, през третата - 105.77 и т.н. Изводът за българската икономика е, че трябва не само да се контролират променливите в модела<sup>8</sup>, а да се променят параметрите му. Задачата за промяна на съществуващите в икономиката зависимости от гледна точка на икономическата политика е по-сложната задача и решението ѝ е дългосрочно. □

---

<sup>8</sup> Нецо повече, поради установените дългосрочни зависимости задържането на някой проинфлационен фактор на изкуствено ниско равнище не винаги води до намаляване на инфлацията. То предизвиква неравновесия, които сами по себе си са проинфлационни фактори. Значението им следва от формата на модела.



---

## **II. ФУНКЦИЯ НА ПОТРЕБЛЕНИЕТО**

Поведението на индивидите по отношение на разпределението на разполагаемия доход между потребление и спестявания определя динамиката на такива важни количествени макроикономически променливи като инвестиции, търговско салдо, икономически растеж, а оттам влияе и върху цени, валутен курс, лихвени проценти. Потреблението влияе както върху дългосрочните перспективи за развитие на икономиката, така и върху краткосрочните колебания на съвкупното търсене.

Кейнс превърна потребителската функция в ключова за макроикономическия анализ и оттогава нейното значение не намалява.

Историята на иконометричния анализ на потребителската функция илюстрира в голяма степен историята на развитието на иконометричните техники изобщо. Неадекватността на теоретичните модели спрямо резултатите от анализа на емпиричните данни и незадоволителната точност на прогнозите, водеща до грешки в оценката на конкретните инструменти на макроикономическата политика, са предизвикателство за икономисти и иконометрици.

В първата част на изследването е направен кратък обзор на теоретичните модели за потребителската функция, а във втората се дава оценка на потреблението на домакинствата в България за периода 1992-1995г. чрез прилагане на коинтеграционния анализ.

### **1. ЗАГАДКАТА НА ПОТРЕБЛЕНИЕТО**

Резултатите от статистическия анализ на домакинските бюджети по доходни групи, както и на краткосрочни временни редове, потвърждават основното заключение на Кейнс, че с увеличаване на дохода делът на потреблението в него намалява, т.е. средната склонност към потребление намалява и съответно средната склонност към спестяване се увеличава. Статистическият анализ на дългосрочните временни редове обаче показва,

че тенденцията е към запазване на дела на потреблението в дохода, т.е. обратна на очакваното според потребителската функция на Кейнс. (Кузнец [12]).

Разбулването на загадката на потреблението, свързана със съгласуването на краткосрочните и дългосрочните параметри на потребителската функция, започва с хипотезата на Ървинг Фишер за съществуването на бюджетно ограничение за домакинствата във времето, с което се обяснява стремежът за изглаждане на потреблението във времето, въпреки колебанията в текущия доход.

Важен принос в изследването на потреблението има развитата от Франко Модилиани хипотеза за жизнения цикъл на дохода, според която индивидът изглажда потреблението си във времето на основа на текущия си доход, очакванията за бъдещи доходи и натрупаното богатство, като компенсира колебанията на текущия доход със спестявания или заеми. Основният вид на потребителската функция в макроикономически аспект е

$$C_t = b_1 Y_t^1 + b_2 \bar{Y}^{le} + b_3 A_t, \quad (1.1)$$

където  $Y_t^1$  е доходът в момент  $t$ ;

$\bar{Y}^{le}$  е очакваният среден доход през следващите периоди;

$A_t$  е натрупаното до момента  $t$  богатство.

Модилиани и Анго допускат, че очакваният среден бъдещ трудов доход е пропорционален на сегашния, т. е.

$$\bar{Y}^{le} = \beta Y_t^1, \quad \beta > 0. \quad (1.2)$$

След заместване в (1.1.) се получава

$$C_t = (b_1 + b_2 \beta) Y_t^1 + b_3 A_t, \quad (1.3)$$

$$\frac{C_t}{Y_t^1} = (b_1 + b_2 \beta) + \frac{A_t}{Y_t^1} b_3. \quad (1.3.A)$$

Според хипотезата за жизнения цикъл на дохода отношението между  $C_t$  и  $Y_t^1$  намалява в краткосрочен аспект, тъй като богатството не се изменя пропорционално на дохода за различните индивиди или от година на година. В дългосрочен аспект се допуска, че богатството и дохода се из-

менят заедно и отношението между  $A_t$  и  $Y_t$  е постоянно, както и средната склонност към потребление.

Другата основна хипотеза е хипотезата за постоянния доход на Милтън Фригман [12]. Според нея текущо получаваният доход съдържа два елемента - постоянен доход ( $Y_p$ ) и случаен доход ( $Y_T$ ), като потреблението зависи само от постоянния доход

$$C = kY_p, \quad (1.4)$$

където  $k$  е коефициент на пропорционалност и  $k > 0$ ;

$Y_p$  е постоянният доход, т. е. доходът, който индивидът със сигурност очаква да получи в замяна на труд или собственост.

Тъй като потреблението се определя само от постоянната част на дохода, в краткосрочен аспект в периоди на по-високи доходи, когато делът на случайния елемент  $Y_T$  нараства, отношението  $\frac{C}{Y_p + Y_T}$  (средната

склонност към потребление) намалява. Обратно, в периоди с по-нисък доход  $\frac{C}{Y_p + Y_T}$  нараства. В дългосрочен план изменението на дохода  $Y$  се обуславя от промяната в  $Y_p$  и следователно предизвиква съответното пропорционално изменение в потреблението, като средната склонност към потребление се запазва постоянна.

Теориите на Модилиани и Фригман дават разумно обяснение за динамиката на потреблението в зависимост от дохода и същността на противоречието между краткосрочните и дългосрочни параметри на моделите. Но опитите за иконометрично определяне на коефициентите на уравненията и прогнозиране на тяхна база дават незадоволителни резултати. От средата на 70-те години започва да се обръща внимание не само на избора на теоретичния модел, но и на свойствата на динамичните редове, които влизат в него. Редовете се подлагат на анализи и тестове за пригодност към използваните методи за оценка на параметрите. Техниката за анализ се усъвършенствува в насока към подобряване на оценката на параметрите на модела, които характеризират краткосрочната и дългосрочна склон-

ност към потребление и към постигане на по-голяма достоверност на прогнозите.

До началото на 80-те години иконометричната теория се основава на допускането за стационарност на временните редове, което в много случаи е нарушено. Вследствие статистическите свойства на оценките и тестовете се влошават значително. Иконометричната техника, която отчита нестационарността и благодарение на това преодолява недостатъците на класическите техники, е коинтеграционната. Основната идея на коинтеграционния анализ е, че някои линейни комбинации на нестационарни редове могат да бъдат стационарни. С негова помощ се анализират дългосрочните икономически връзки.

Потребителската функция за България се формулира на основата на теорията за постоянния доход и се оценява с техниката на коинтеграционния анализ<sup>9</sup>.

## **2. ПОТРЕБИТЕЛСКА ФУНКЦИЯ НА ДОМАКИНСТВОТА**

От 1991г. в структурата на доходите на домакинствата в България настъпиха значителни промени. Делът на работната заплата, който през 1991г. беше 58.7% от общия доход, намалю на 54.4% през 1994г. Появиха се нови източници на доход - лихви по депозитите, доходи от собственост и предприемаческа дейност.

В структурата на паричните разходи също настъпиха съществени изменения, породени от промените в структурата на доходите. Разходите за храна вече имат най-голям дял, а разходите за облекло и обувки, домашно обзавеждане и други значително намалюха. Увеличиха се разходите за лихви по използваните кредити, което от своя страна доведе до намаляване на общия обем получени кредити от населението. Така се оформи новото бюджетно ограничение за домакинствата, което се отрази както върху пос-

---

<sup>9</sup> В Приложението са дадени технически подробности за коинтеграционния анализ.

тояното текущо потребление, така и върху обема на купуваните инвестиционни стоки.

Въздействието на инфлацията върху динамиката на потреблението е противоречиво. От една страна, обезценяването на финансовите активи (и несигурната икономическа ситуация) принуждава индивида да увеличава спестяванията си, за да компенсира намалението в реалната стойност на финансовите си активи. От друга страна, съществува стремеж към запазване на достигнатия преди 1991г. жизнен стандарт, а за нискодоходните групи - към запазване на потребление, осигуряващо жизнения минимум. Съотношението между потреблението и дохода при новите икономически условия се анализира с представения по-нататък модел.

В изследването се използват данните от наблюдението на домакинските бюджети, които се публикуват ежемесечно от Националния статистически институт. Постоянният доход на лице от домакинство се приема за равен на паричния доход средно на лице след приспадане на доходите, които имат случаен характер (от застраховки, от продажба на имущество и други). За оценка на потреблението са използвани данните за паричните разходи на домакинствата средно на лице, след приспадане на разходите, направени за инвестиционни стоки. В инвестиционните разходи са включени покупката на обзавеждане, на домакински електроуреди, ремонт на жилища и други подобни. Така определени, редовете са дефлирани с базисния индекс на потребителските цени, като периодът, който се обхваща в изследването е от октомври 1992г. до декември 1995г.



Граф. 1

Анализът започва с проверка на реда за интегрираност на променливите LRC и LRPI, с които се означават съответно логаритмите на реалното потребление и на реалния постоянен доход. Резултатите от разширения тест на Дики-Фулър (ADF) показват<sup>10</sup>, че не може да се отхвърли хипотезата за интегрираност на двете променливи. Тъй като тестовете отхвърлят хипотезата за единичен корен в първите разлики на тези променливи, то следва, че те са интегрирани от първи ред.

**Резултати от ADF с един лаг и константа<sup>11</sup>**

ADF(1)	равнища	първи разлики
LRC	-1.808	-6.946**
LRPI	-1.497	-5.314**

Следващата стъпка е проверката за коинтегрираност на двете променливи, като за целта се оценява коинтеграционната регресия:

$$\text{LRC} = 0.66505 + 0.87808 \text{ LRPI}, \quad (2.1)$$

(2.486)      (20.826)

$$R^2 = 0.92, \quad \sigma = 0.0547, \quad DW=1.09.$$

**Забележка:** В скоби са посочени t-статистиките.

Проверява се наличието на единичен корен в остатъците на регресия (2.1). Резултатите от теста показват, че съществува коинтеграция между реалното потребление и реалния постоянен доход<sup>12</sup>.

<sup>10</sup> Всички статистически пресмятания са направени с продукта PCGIVE.

<sup>11</sup> Две звездички показват, че изведените коефициенти са статистически значими при равнище на значимост 0.01, а една звездичка - при равнище на значимост 0.05, т.е. отхвърля се хипотезата за наличие на единичен корен.

<sup>12</sup> Резултатът от теста на Дики-Фулър (с константа) е -4.715\*\*.

Изводите от направената проверка на хипотезата за коинтегрираност между двете изследвани променливи могат да се подкрепят чрез две допълнителни проверки. Едната проверка се основава на дългосрочно статично уравнение и теоремата на Грейнджър за представянето [4], а другата използва метода на максималното правдоподобие при пълна информация [8].

Дългосрочното статично уравнение се получава в резултат от оценката на динамичен модел с 3 лага на променливите LRC и LRPI и има следния вид:

$$\text{LRC} = 0.4721 + 0.9089 \text{LRPI} \quad (2.2)$$

(0.3766) (0.05964)

**Забележка:** В скоби са посочени стандартните грешки.

Като се използва оценката за коинтеграционния вектор от (2.2), се конструира модела за коригиране на грешките (ECM):

$$\text{DLRC}_t = 0.26671 + 0.94784\text{DLRPI}_t - 0.55660 (\text{LRC} - 0.9089\text{LRPI})_{t-1} \quad (2.3)$$

(5.741) (18.096) (-5.577)

**Забележка:** В скоби са посочени t-статистиките<sup>13</sup>

$$R^2 = 0.906481 \quad \sigma = 0.044491,$$

$$\text{AR 1- 3F}(3, 33) = 0.14754 [0.9305],$$

$$\text{ARCH 3 F}(3, 30) = 0.89255 [0.4563],$$

$$\text{Normality } \chi^2\text{I}(2) = 0.56044 [0.7556],$$

$$\text{RESET F}(1, 35) = 2.8839 [0.0983].$$

**Забележка:** В скоби е посочена p-стойността (probability value)<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> AR (1-3) е F-тест за проверка наличието на автокорелация в остатъците от първи до трети ред; ARCH е F-тест, който проверява дали остатъците имат ARCH-структура (авторегресионен условен хетероскедастичитет);

Normality  $\chi^2(2)$  е  $\chi^2$  тест, който проверява дали остатъците са нормално разпределени;

RESET (Regression Specification Test) е тест, който проверява дали моделът е коректно формулиран.

<sup>14</sup> Проверка с ниво на съгласие  $\alpha$  на хипотезата  $H_0$  може да се извърши чрез пресмятане на вероятността  $P$  {отхвърляне на  $H_0$  при наблюдаваната стойност на статистиката /  $H_0$  е вярна}. Тази вероятност е прието да се нарича p-стойност (probability value). Ако тази стойност е по-голяма от приетото ниво на доверие, няма основание да отхвърлим  $H_0$ .

**Коефициентът пред члена за коригиране на грешките е значим, което потвърждава хипотезата за коинтегрираност на реалния постоянен доход и реалното потребление.**

Включването на механизъм за коригиране на грешките дава възможност да се оцени каква част от неравновесието между двете променливи в даден период се компенсира през следващия, а именно 55.7% според получения модел. Коефициентът със стойност 0.94 показва краткосрочната еластичност на потреблението спрямо дохода, а коефициентът със стойност 0.91 показва дългосрочната еластичност. Очевидно чувствителността на потреблението спрямо дохода е много висока.

Сходни резултати се получават по метода на максималното правдоподобие. Открива се само един коинтеграционен вектор с компоненти (1,-0.9540). Съответният модел е

$$DLRC_t = 0.103 + 0.96570DLRPI_t - 0.53096 (LRC - 0.9540LRPI)_{t-1}. \quad (2.4)$$

(5.862) (18.617) (-5.738)

**Забележка:** В скоби са посочени t- статистиките.

$$AR\ 1-3\ F(3, 33) = 0.081195 [0.9698],$$

$$ARCH\ 3\ F(3, 30) = 1.2101 [0.3230],$$

$$Normality\ \chi^2(2) = 1.4277 [0.4898],$$

$$RESET\ F(1, 35) = 2.8067 [0.1028].$$

**Забележка:** В скоби е посочена p-стойността (probability value).

Коинтеграционните оценки, получени по различните методи, се съгласуват една с друга. Това дава основание да се направи извод, че съществува дългосрочно равновесие между потреблението и дохода и динамиката на двете променливи се описва добре с модел за коригиране на грешките.

Последно, прави се проверка за приложимостта на оценените модели за прогнозиране. Резултатите от тестовете, проверяващи стабилността на коефициентите, са следните:

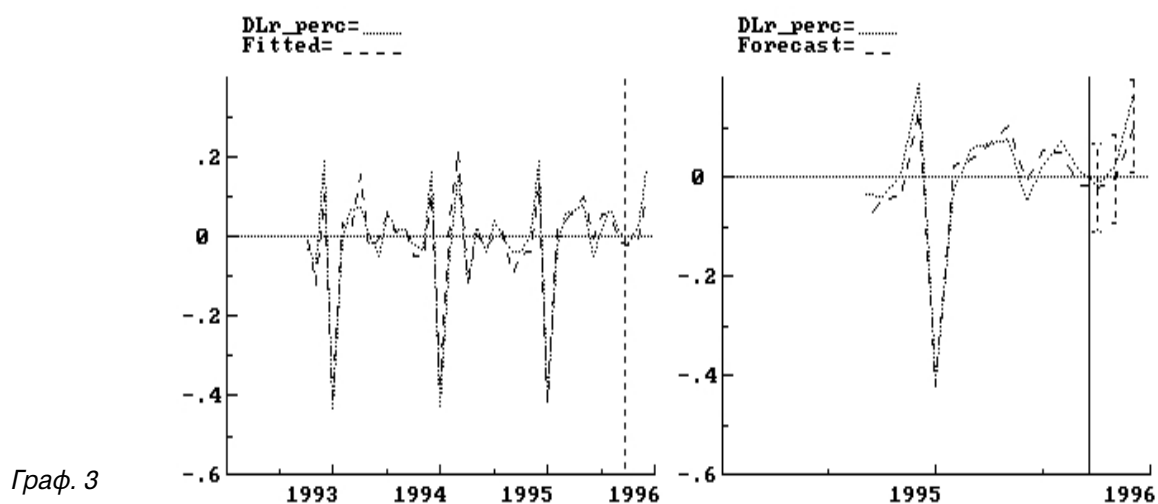
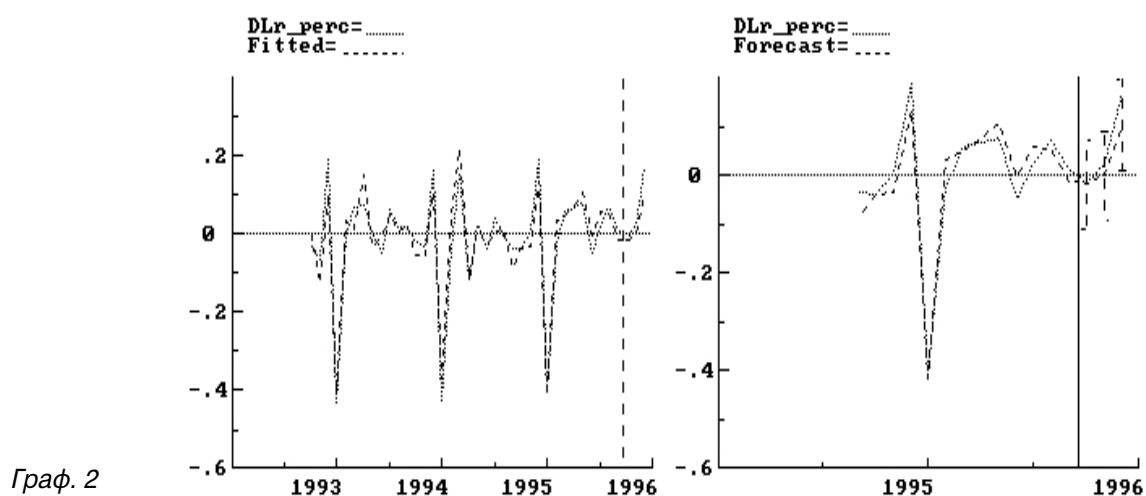


## Тестове за стабилност на коефициентите

Статистики	Уравнение (2.3)	Уравнение (2.4)
$\chi^2(3)$	2.588 [0.4596]	2.7236 [0.4362]
Chow F(3, 33)	0.78775 [0.5094]	0.82509 [0.4895]

Забележка: В скоби е посочена р-стойността (probability value).

Получените коефициенти са стабилни и моделите могат успешно да се използват за прогнозиране. Направена е прогноза за последните три месеца на 1995г. на базата на данните за периода от октомври 1992г. до септември 1995г. От графиките се вижда, че прогнозираните стойности попадат в съответните доверителни интервали.



Въз основа на анализа може да се направи заключението, че постоянният доход (работна заплата, пенсии и др.) почти изцяло се консумира. Следователно спестяванията се формират от случайния компонент на дохода. Свръхпотреблението в даден момент, предизвикано от увеличение на случайния доход или използване на спестяванията, принуждава домакинствата да намалят потреблението си в следващия момент. Поради това, че спестяванията се превръщат в средство за изглаждане на текущото потребление, те имат краткосрочен характер и ограничават възможността за извършване на инвестиции в макроикономически аспект. □

---

## ПРИЛОЖЕНИЕ

Преди да се даде дефиницията на понятието коинтеграция е необходимо да се разгледа свойството интегрираност на временен ред. Процесът  $x_t$  (и породеният от него временен ред) е интегриран от първи ред,  $x_t \approx I(1)$ , ако

$$x_t = \mu + x_{t-1} + u_t \quad \text{или} \quad x_t - x_{t-1} = \mu + u_t,$$

където  $u_t$  е стационарен процес с очакване  $0$  и постоянна дисперсия  $\sigma_u^2$ .

По-общо,  $x_t$  е интегриран от ред  $k > 0$  ( $x_t \approx I(k)$ ), ако е необходимо  $k$ -кратно диференциране за свеждането му до стационарен. Прието е разликата ( $x_t - x_{t-1}$ ) да се означава с  $\Delta x_t$ . Ако се означава с  $I(0)$  свойството стационарност и процесът  $x_t \approx I(k)$ , то  $\Delta^k x_t \approx I(0)$ . Всъщност за интегрираност от нулев ред не е необходима стационарност, но за момента това е удобно допускане.

Най-простият пример за  $I(0)$  е белият шум  $\epsilon_t$ , тъй като  $\text{corr}(\epsilon_t, \epsilon_{t-k})=0$  за всяко  $k \neq 0$ . Друг пример е стационарен AR(1) процес  $x_t$  (авторегресия от първи ред):

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \epsilon_t,$$

където  $|\alpha| < 1$  и  $\epsilon_t$  е бял шум с нулево средно. Пример за  $I(0)$  процес е случайното лутане (random walk). Случайният процес  $x_t$  е случайно лутане, ако е изпълнено

$$x_t = x_{t-1} + e_t \quad \text{или} \quad x_t - x_{t-1} = e_t,$$

където  $e_t$  има очакване  $0$  и дисперсия  $\sigma_e^2$  и  $e_t$  е серийно некорелиран, т.е.  $e_t$  не е корелирана с  $e_s$  за  $s \neq t$ , така че  $e_t$  не може да бъде прогнозиран чрез минали стойности на  $x_t$ .

Съществено за анализа е да се знае дали променливите са интегрирани от нулев или от първи ред, защото това определя поведението на редовете.  $I(1)$ -редовете са по правило с по-гладки траектории в сравнение с  $I(0)$ -редовете.  $I(0)$ -редовете по-често се връщат към средната си стойност, докато  $I(1)$ -редовете почти не се връщат към коя да е стойност, включително и началната.

Основният проблем, който възниква при опита да се анализират интегрирани редове е, че изискваните от класическата теория статистически свойства на първите и вторите моменти не са налице. Затова е много важно да се установи реда на интегрираност и чрез подходящо диференциране променливите да бъдат превърнати в  $I(0)$ .

Възниква въпросът как да се провери дали един временен ред е интегриран от първи ред. В най-простия случай тестът се пресмята въз основа на метода на най-малките квадрати за модела

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

който записан чрез първите разлики има вида

$$\Delta x_t = (\alpha - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Проверява се нулевата хипотеза, че коефициентът пред  $x_{t-1}$  е нула срещу алтернативата, че е отрицателен. Т-статистиката на горното уравнение има специално разпределение, наречено разпределение на Дики-Фулър. Това е най-популярната версия на теста на Дики-Фулър [3]. Ако нулевата хипотеза, че  $\alpha=1$  е вярна, то тогава тази регресия има една  $I(0)$  променлива от лявата страна и една  $I(0)$  от дясната страна.

За повечето временни редове обаче  $\varepsilon_t$  не е бял шум. Съществуват две популярни корекции - параметрична и непараметрична. Параметричното решение е предложено от Дики и Фулър [3] и представлява разширяване на горната регресия чрез добавяне на достатъчен брой лагове на  $\Delta x_t$  за „избелване“ на остатъците, т.е за премахване на автокорелацията. Това е разширеният тест на Дики-Фулър (ADF). Другото решение принадлежи на Филипс [11].

Сега вече може да се дефинира понятието коинтеграция. Компонентите на един случаен вектор  $x_t$  са коинтегрирани от ред  $d$ ,  $b$ , което се означава с  $x_t \approx CI(d,b)$ , ако са изпълнени следните две условия:

1) Всичките компоненти на  $x_t$  са  $I(d)$ ,

2) съществува вектор  $\alpha$  ( $\alpha \neq 0$ ), такъв, че  $z_t = \alpha' x_t \approx I(d-b)$ ,  $b > 0$ . Векторът

$\alpha$  се нарича **коинтеграционен вектор**.

Съществува тясна връзка между коинтеграцията и моделите за коригиране на грешките (**Error corection model-ECM**). Ако е дадено уравнението

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \varepsilon_t,$$

ECM се получава чрез прибавяне и изваждане на  $y_{t-1}$  и  $x_{t-1}$  от двете му страни. Резултатът е

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \varepsilon_t = \beta_0 \Delta x_t + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - K x_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

Окончателният вид на ECM е следният:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \gamma(y_{t-1} - K x_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

В случая на две уравнения този модел има вида

$$\Delta x_t = m_1 + \rho_1 z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{xt}$$

$$\Delta y_t = m_2 + \rho_2 z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{yt}$$

където  $(\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt})$  е бял шум,  $z_t = x_t - \Delta y_t$  и поне един от коефициентите  $\rho_1$  и  $\rho_2$  е различен от нула. Ако  $x_t$  и  $y_t$  са коинтегрирани, то всички променливи са  $I(0)$  и уравнението е балансирано.

Ако е налице коинтеграция, съществува ECM и обратно. Това е известната теорема на Грейнджър за представянето [4].

В случая на коинтегрираност на две променливи, всяка от които е  $I(1)$ , тяхна специфична линейна комбинация - коинтеграционна връзка - е  $I(0)$ . За намирането ѝ Ингъл и Грейнджър [4] предлагат да се регресира едната променлива по другата чрез метода на най-малките квадрати. Анализът се нарича **коинтеграционна регресия**

$$y_t = \alpha x_t + z_t,$$

където  $z_t$  са остатъците.

Алгоритъмът минимизира дисперсията на  $z_t$  и ако съществува линейна комбинация с крайна дисперсия я открива. Лесно може да бъде доказано, че оценката  $(1, -\alpha)$  на коинтеграционния вектор, получена по метода на най-малките квадрати, е състоятелна. В случая таблиците за  $t$ -отношенията не могат да бъдат използвани, защото те не са асимптотично нормално разпределени. Всякакви опити да бъде избегната серийната корелираност само биха влошили състоятелността на оценката.

За да се провери дали два временни реда са коинтегрирани, първо трябва да се установи дали всеки един от тях е интегриран. Това става с помощта на по-горе описаната техника. Ингъл и Грейнджър [4] предлагат няколко теста за проверка на съществуването на коинтеграция. Една от процедурите (популярна като двустъпкова процедура на Ингъл и Грейнджър) се състои в проверка за единичен корен в остатъците на коинтеграционната регресия. Ако двата реда не са коинтегрирани, трябва да съществува единичен корен в тези остатъци - това е нулевата хипотеза за коинтеграция. Ако редовете са коинтегрирани, остатъците са стационарни.

Друга възможност е да се намери дългосрочното решение на динамичен модел и да се провери значимостта на члена за коригиране на грешките в ЕСМ-версия на модела.

Използвайки метода на максималното правдоподобие при пълна информация, Йохансен [8] създава процедура за определяне броя на коинтеграционните вектори и тяхната оценка. В иконометричната литература се счита, че този подход е по-добър. □

---

## ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:

### РАЗДЕЛ I

1. Гранберг А. Г. ред., „Статистическое моделирование и прогнозирование“, Москва, Финансы и статистика, 1990.
2. Canavese A., „The Structuralist Explanation in the Theory of Inflation“, World Development, Vol. 10, 1982.
3. Johansen S., „Statistical Analysis of Cointegration Vectors“, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, 1988.
4. Osaki T., Non-linear Models for Non-linear Random Vibrations, Technical report №92 (1978), Department of Mathematics, Manchester Institute of Science and Technology, UK.
5. Perron P., „Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series“, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, 1988.
6. Perron P., „The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis“, Econometrica, Vol. 57, 1989.
7. Pristley M., „Non-linear and Non-stationary Time Series Analysis“, London, Academic Press, 1988.
8. Rocha R., „Inflation and Stabilization in Socialist Countries: Some Lessons from the Yugoslav Experience“ in S. Commander ed., „Managing Inflation in Socialist Economies in Transition“, EDI Seminar Series, 1991.

### РАЗДЕЛ II и ПРИЛОЖЕНИЕ

1. Cuthbertson, S. G.; Hall, S. G ; Taylor, M. P (1992) Econometrics (Philip Alan)
2. Deaton, Angus (1992), Understanding Consumption (Clarendon Press Oxford)
3. Dickey, D.; Fuller, W. A. (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root (Journal of the American Statistical Association, 74)
4. Engle, R. F & Granger, C. W (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing \*(Econometrica, Vol. 55)\*
5. Engle, R. F & Granger, C. W (1991), Long-Run Economic Relationships (Oxford University Press)
6. Froyen Richard T (1990) Macroeconomics, Theories and Policies (University of North Carolina at Chapel Hill)
7. Harvey, A. S (1990), The Econometric Analysis of Time Series (Philip Alan)
8. Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors \*(Journal of Economic Dynamics and Control)\*
9. Жечева, Мария (1994), Домакинската и финансовите помощи в българската икономика, АИПР.
10. Maddala, G. S (1988), Introduction to Econometrics (Macmillian Publishing Company)
11. Mills, Terence C (1990) Time Series Techniques for Economists (Cambridge University Press)
12. Phillips, P C. B. (1987) Time Series Regression With a Unit Root (Econometrica, Vol. 55)
13. Wallis, Kenneth F. (1979), Topics in Applied Econometrics (Basil Blackwell Oxford)





## СЪДЪРЖАНИЕ

<b>I. РАЗВИТИЕ НА ИНФЛАЦИОННИЯ ПРОЦЕС В БЪЛГАРИЯ СЛЕД 1991г.</b> .....	1
1. Статистически характеристики на инфлационния процес .....	1
1.1. Нестационарност .....	1
1.2. Нелинейност .....	7
2. Факторен модел на инфлацията.....	9
2.1. Изходни предположения при формулировката на модела .....	9
2.2. Интегрираност и коинтегрираност на променливите Дългосрочни зависимости .....	12
2.3. Оценка на модела. Краткосрочни зависимости .....	17
<b>II. ФУНКЦИЯ НА ПОТРЕБЛЕНИЕТО</b> .....	23
1. Загадката на потреблението .....	23
2. Потребителска функция на домакинствата.....	26
<b>ПРИЛОЖЕНИЕ</b> .....	33

---