

СЛУЧАЙНИТЕ КОЛЕБАНИЯ В ИКОНОМИЧЕСКИТЕ ДИНАМИЧНИ РЕДОВЕ

Представени са изследвания в световната периодика, които се отнасят до разбирането за това дали наследената от икономиката липса на стационарност в динамичните редове се дължи изцяло на случайни колебания, или е последица от действието на нелинейни фактори. Прилагайки количествените методи за анализ на динамични системи по отношение на сравнително дълги повременни редове, е отхвърлена хипотезата, че тези динамични редове са генерирани единствено от линейни стохастични процеси. Обратно на теорията на реалния бизнес-цикъл, която приписва нерегулярно поведение на системата от екзогенни случайни фактори, се придържахме към твърдението, че флуктуациите в динамичните редове, които се подлагат на изследване, не могат да бъдат обяснени само в смисъла на външни сътресения, оказващи влияние върху линейните авторегресионни модели.

JEL: C10; C12; C16

Използването на динамично и нелинейно обяснение може да се окаже полезно, от една страна, за целите на анализа и от друга, за прогнозирането. По този начин при еволюцията на системата и в двата случая ще бъде постигната по-голяма точност. Следователно линейните динамични модели, които са потвърдени на практика в линейния икономически анализ, са поставени под сериозно съмнение. Обратно на това, нелинейните динамични модели могат да ни дадат възможност за получаване на по-пълна и по-точна информация по отношение на икономическите явления, като се използват същите информационни масиви, на които се опира икономическият анализ, поставен в подкрепа на теорията на реалния бизнес-цикъл.

Тази теорията и по-специално авторегресионните модели на единичния корен, представляват инструмент, който предлага възможности за извършването на задоволителни изследвания върху естеството на икономическите динамични редове. Същевременно използването на теоретичен подход, който се основава на нелинейни метрични методи, ще позволи да бъдат определени нелинейните структури, които генерират ендогенни флуктуации в макроикономическите динамични редове.

Целта тук е да се разгледа типът и характерът на динамиката на макроикономически динамични редове. Когато те се характеризират с нулева автокорелация за всички възможни извързвания и закъснения, тогава проблемът за разграничаване между детерминираните и стохастичните компоненти е невъзможен за решаване чрез прилагането на линейните методи (Хомс, 1998).

Решението на проблема се изправя пред задънена улица, тъй като линейните методи са подходящи за откриване на регулярно повтарящи се

* Авторката е преподавател в Работническия университет в Кайро, А.Р. Египет.

елементи в динамичните редове, например автокорелационните доминиращи честоти (Коновър, 1971; Опенхайм и Шафър, 1989), докато флуктуациите в реалните икономически динамични редове се отличават с нулева автокорелация и с недоминираща честота. Колебанията в икономиката в действителност (по форма) са сходни с белия шум, който не притежава доминираща честота и всеки звуков импулс не се намира в корелативна зависимост от редовете. Спектралният анализ на икономическите флуктуации, които на пръв поглед са също толкова сложни, колкото шумовете, провокира редица икономисти да направят предположението, че флуктуациите са подобни на идентичните независимо разпределени събития.

Всъщност хипотезата за тези събития очевидно е необходима за описанието, макар и приблизително, на нерегулярните явления, които се наблюдават в наличните данни при всички линейни модели. Последните два вида линейни икономически модели, поставени на базата на хипотезата за идентичните независимо разпределени събития при остатъчните явления, са разгледани в литературата. В *първия*, известен като модел на детерминирани трендове, променливите елементи се изменят като функция във времето, което протича успоредно на линейния тренд. Във *втория модел* (на стохастичните трендове) променливите елементи се изменят като функция на собствените си променливи значения и дадено сътресение може да измести стойността на променливата от забавената стойност (Рапопорт и Ричлин, 1989). Във втория случай е ясно, че всяко сътресение оказва влияние върху стойността на променливата за всички избързания, от което следва, че ефектът е стабилен. Освен това динамичният ред е напълно детерминиран от появата на всички минали сътресения (Фулър, 1999; Мадала и Ким, 1998).

Като последица от фундаменталната статия на Нелсън и Плосър (1982) емпиричният материал, събран през последните двадесет години, се намира в противоречие с моделите на линейните трендове. Вместо това моделът на стохастичните трендове, изведен на преден план от Нелсън и Плосър, изглежда, не противоречи на емпиричните резултати. Тук той ще бъде поставен под съмнение, тъй като се основава на хипотезата, че флуктуациите са идентични на независимо разпределените събития, докато в действителност те не са такива. Според нас хипотезата за идентичните независимо разпределени събития прави съществуващата нелинейност, която би могла да бъде вписана в нелинейни модели, доста неясна.

Обобщение на постигнатите научно-практически резултати

През последните 20 години сме свидетели на бурното развитие, което претърпяха статистическите и икономическите анализи на динамичните редове, дали възможност на специалистите по икономика да придобият много по-задълбочени познания за връзките, съществуващи между променливите в икономиката. Насоката на практическите изследванията беше осезаемо повлияна от откриването и осъзнаването на факта, че динамичните редове не се развиват

успоредно с детерминистичната тенденция на линеен логаритмичен растеж. Цикличните компоненти, за които се предполагаше, че съществуват в рамките на класическата иконометрия, изобщо не потвърждават съществуването си, въпреки че все още няма методи за изследване, които да предложат нещо ново и по-различно, независимо от присъдените през 2003 и 2004 г. нобелови награди по икономика в тази област.

Последните иконометрични изследвания осигуриха солидна база от емпирични данни, които се намират в противоречие с теоретичните постижения на ранните неокласически модели на растежа, разработени по подобие на тези на Солоу (1956), и моделите на бизнес-циклите, взаимствани от Лукас (1972, 1977 и 1980) и базирани на финансовата дестабилизация с транзиторен ефект. Нелсън и Плосьър (1982) осигуриха емпирични доказателства за теоретичните алтернативи на реалния бизнес-цикъл независимо от конвенционалния характер на класическата иконометрия, която предварително беше формулирала предположението за стационарното естество на икономическите променливи. Те доказаха, че голяма част от макроикономическите динамични редове изобщо не са стационарни, както и че стационарните стохастични модели, разработени през 70-те години на миналия век в действителност не могат да намерят твърда почва в емпиричните данни. Точно обратното, според тях нерегулярните процеси, които се наблюдават в съвременността при макроикономическите динамични редове, могат много лесно да намерят своето обяснение чрез прилагането на случайните шокове със стабилен ефект, както това се прави в изследването на единичния корен.

Тези резултати противоречат на класическите иконометрични изследвания, което потвърждава, че нерегулярните процеси в икономическите динамични редове се дължат на транзиторни шокове, като по такъв начин играят и водеща роля при насочването на изследванията към теорията на реалния бизнес-цикъл.

Неоспоримият принос на Нелсън и Плосьър е свързан с откриването на нестационарните процеси в динамичните редове, както и отсъствието на каквито и да било детерминистични трендове. Има и нещо много по-важно - въвеждането на случайните външни сътресения в качеството им на уникален генератор на нерегулярни процеси в поведението на икономическите системи не противоречи на резултатите, изведени на преден план от една съвременна версия на неокласическата теория - теорията на реалния бизнес-цикъл. Несъмнено без внасянето на външни сътресения динамичните редове биха се движили точно по начина и в посоката, предвидени от неокласическата теория. Въпреки това при наличието на външни сътресения икономическите системи се движат по нерегулярен начин, който отговаря на описания в моделите на реалния бизнес-цикъл (Прескът, 1998).

Тук ще направим опит да се придвижим с една стъпка напред, приемайки за отправна точка тези изследвания. Целта ни е да идентифицираме явлениято, което генерира нестационарните процеси в динамичните редове, без предварително да правим изказвания, противно на Нелсън и Плосьър, че нестационарните процеси са пряка последица от действието на даден

стохастичен процес. В действителност е възможно да съществуват множество вероятни нелинейни детерминиращи алтернативи на стохастичното обяснение на нестационарните процеси в динамичните редове.

Приемайки, че икономическите флуктуации са ендегенни нелинейни процеси, които би трябвало да бъдат изследвани, може би ще допринесем за по-правилното разбиране на темпоралната еволюция на динамичните редове. Целта ни е да вникнем в динамиката на флуктуациите, тъй като развитието на системата може да зависи напълно от тях. Разглеждането на флуктуациите като идентични независимо разпределени променливи, еквивалентни на шумовете, е фундаментална грешка, тъй като остатъчните явления се характеризират със структура, която е много различна от шума и дори от всеки друг вид произволна променлива. Тези резултати ще доведат до извода, че е възможно да се открият детерминистични закони, формиращи базата на скритите нелинейни структури.

Съвременни разбирания, свързани с единичния корен

След публикуването на разработката на Нелсън и Плосър бяха издадени редица изследвания в тази област, като техните резултати се различават главно поради използването на различни тестови функции за потвърждаване на хипотезата за съществуването на нестационарни елементи. Някои от тях просто потвърждават факта, че нестационарните процеси в икономическите динамични редове действително са с повтаряща се характеристика в много държави. По подобие на Нелсън и Плосър Лий и Сиклос (1991) откриват, че макроикономическите динамични редове в Канада не са стационарни. Милс и Тейлор (1992) правят аналогично откритие за Нова Зеландия, Рахман и Мустафа (1997) - за азиатските държави, Соса - за Аржентина (1997), Галегати (1996), Де Хан и Зихорст (1994) - за Италия.

Макроикономическите променливи, които най-често се подлагат на анализ, са показателите за БВП и БНП, БВП и БНП на човек от населението, индустриалната продукция, заетостта, равнището на безработицата, както и индексът на потребителските цени. Изследват се и други променливи като: спестяванията (Кокли, Куласи и Смит, 1995), инвестициите (Кури, 1991; Кокли, Куласи и Смит, 1995), надниците (Кури, 1991), валутните курсове (Дурлауф, 1993; Парик, 1994; Уу и Крато, 1995; Серлетис и Зимонополис, 1997; Веливита, 1998), парите и скоростта на тяхното обръщение (Ал-Базай, 1998; Серлетис, 1994).

Посочените изследвания показват недвусмислено, че почти всички динамични редове, в която и да е държава, се характеризират с наличието на единичен корен или по еквивалентен начин - с действието на даден стохастичен процес, например случайното блуждаене. Съществува само едно изключение по отношение на единичния корен в макроикономическите динамични редове - равнището на безработицата. Несъответствието е открито за първи път от Нелсън и Плосър, а по-късно е потвърдено от по-голямата част от изследователите в тази област.

На табл. 1 е представен списък на основните разработки, които потвърждават съществуването на единичен корен в макроикономическите динамични редове. За всеки отделен автор е отбелязано със знака “+”

променливата, която той е потвърдил, че следват случайно блуждаене, а със знака “=” променливата, за която резултатите са били неясни:

Таблица 1

Разработки, потвърждаващи единичния корен

Автори	Показатели*																Държава
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	
Нелсън и Плосър					+	+				+	=			+			САЩ
Лий и Сиклос '83					+	+				+	=			+			Канада
Кури '91									+								САЩ
Милс '92	+																САЩ
Банерже '92					+	+				+	+			+			7 от ОИСР, Япония
Фунг, Ло '92													+				САЩ
Дурлауф '93	+																САЩ
Парик '94													+				Япония, Великобр. Германия
Мокан '94					+												САЩ
Гамбър, Соренсън '94												+					САЩ
Хаслаг '94												+					САЩ
Де Хан, Зихорст '94	+																Италия
МакДугъл '95					+	+		+		=				+			Нова Зеландия
Серлетис '94																+	САЩ
Бресън, Селиман '95										+							Карибски о-ви
Уу, Крато '95																	Нова Зеландия
Франсис, Клейбъргън '95													+				САЩ
Гелегати '96					+	+			+	=				+			Италия
Серлетис и Зимонополис '97	+		+	+													17 от ОИСР
Уелс '97													+				САЩ
Соса '97					+	+			+					+			Аржентина
Нунес, Нюболд, Куан '97	+																САЩ
Рахман и Мустафа '97					+	+			+	=				+			Азия
Бохл '98	+						+										Г7
Веливита '98		+											+				Азия
Ал.Базай '98															+		Арабски п-ов
Чои, Уу '97														+			ОИСР
Доладо, Лопес '96										+							Испания
Кокли, Куласи и Смит '95								+	+								ОИСР
Озбърн, Херави, Бирчен-хал '99	+																Германия, Франция, Великобр.
Лейбърн, МакКейб '99										+							САЩ

Случайните колебания в икономическите динамични редове

** Списък на показателите:*

1. Брутен вътрешен продукт
2. Брутен вътрешен продукт на човек от населението
3. Индустриална продукция
4. Селскостопанска продукция
5. Брутен национален продукт
6. Брутен национален продукт на човек от населението
7. Стоки за износ
8. Спестявания
9. Инвестиции
10. Заетост
11. Равнище на безработицата
12. Лихвен процент
13. Валутен курс
14. Индекс на потребителските цени
15. Пари
16. Скорост на движение на парите

Резултати, свързани с хипотезата за пречупения тренд (сплайн)

Рапопорт и Речлин (1986, 1988, 1989) извеждат на преден план хипотезата за възможното съществуване на пречупен детерминистичен тренд (сплайн), който не може да бъде идентифициран с помощта на теста на Дики-Фулър. Те доказват, че в случая с пречупения детерминистичен тренд тестът на Дики-Фулър дава недостоверни резултати, тъй като той не е в състояние да отхвърли невярна нулева хипотеза (хипотезата за пречупения детерминистичен тренд). Авторите разкриват също и някои практически доказателства за наличието на такъв тренд в множество макроикономически динамични редове. В действителност те отхвърлят хипотезата за съществуването на случайно блуждаене в множество реални променливи (като индустриалния продукт, брутният национален продукт, брутният национален продукт на човек от населението, както и при паричното предлагане), въпреки че не става въпрос за всички тях.

Перон (1989), както и Рапопорт и Речлин показват, че когато флуктуациите са стационарни в даден пречупен детерминистичен тренд, тестът на Дики-Фулър не е в състояние да отхвърли хипотезата за единичния корен. Перон разработва тест, с чиято помощ става възможно отхвърлянето на хипотеза за нулевия единичен корен, ако редът се характеризира с пречупен тренд. Той е приложил своя тест спрямо същите динамични редове в САЩ, които са използвани от Нелсън и Плосър (1982), след като е определил на произволен принцип датата на структурния срив. Перон заключава също, че хипотезата за нулевия единичен корен може да бъде отхвърлена при висока степен на сигурност за почти всички динамични редове.

Подобни резултати са постигнати и от Радж (1992) за макроикономическите динамични редове в Канада, Франция и Холандия, Рудебуш (1992) - за Англия, от Линден (1992) - за Финландия, от Уу и Чен (1995) - за Тайван и от Соежима (1995) - за Япония.

Други автори също са търсили пречупен тренд в определени динамични редове. Дайболд и Рудебуш (1989), Дък (1992), Зехорст и Де Хан (1993), Бен и Папел (1994), МакКоски и Селдън (1998), Алба и Папел (1995) откриват пречупен тренд в brutния вътрешен продукт на множество държави. Алба и Папел (1995) откриват подобни данни за brutния вътрешен продукт на човек от населението, Ли (1995), Гил и Робинсън (1997) - за индустриалния продукт, Симкинс (1994) - за надниците в осем държави от Организацията за икономическо сътрудничество и развитие, МакКоски и Селдън (1998) - за държавите от Г7, Радж и Скотие (1994) - за разпределението на доходите в САЩ, Кълвер и Папел (1995), Лесли, Пу и Уортън (1995) и МакДоналд (1996) - за валутните курсове. Като се имат предвид тези данни, може да се провери дали хипотезата за пречупен тренд е в състояние да обясни също и динамиката на равнището на безработицата по-добре от хипотезата за единичния корен. Въпреки това Нелсън и Плосър вече са установили, че равнището на безработицата в САЩ има стационарни характеристики и изследванията на Хансън (1991), Ли (1995), Лесли, Пу и Уортън (1995), Сонг и Уу (1997, 1998), Гил и Робинсън (1997), Хилберг и Енгъл (1996) просто потвърждават емпиричните доказателства, представени от Нелсън и Плосър.

На табл. 2 са представени основни разработки, които подкрепят хипотезата за съществуването на пречупен тренд в макроикономически динамични редове. При всеки автор със знака "+" е отбелязали променливата, която е определена като стационарна при наличието на пречупен тренд.

Таблица 2

Разработки, потвърждаващи пречупения тренд

Автори	Показатели*												Държава
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Зудебуш '90					+	+	+	+				+	Австралия
Дайболд, Рудебуш 89	+												САЩ
Перон 89					+	+	+	+				+	САЩ
Гоки '90										+			8 от ОИСР
Хансън '91								+					Великобритания
Дък '92	+												9 държави от ОИСР
Капетели, Шйегел '91										+			6 държави от ОИСР
Радж '92					+	+	+	+				+	САЩ, Канада, Франция, Холандия
Рудебуш '92					+	+	+	+				+	Германия
Куяйткоуски '92					+	+	+	+				+	САЩ
Линдън '92					+	+	+	+				+	Финландия
Симкинс '94							+		+				САЩ
Радж, Скотие '94				+									САЩ
Касели, Маринели '94					+								Италия
Уу, Чен '95					+	+	+	+				+	Тайван
Бен, Папели '94	+												16 държави от ОИСР
Кълвър, Папели '95											+		ОИСР
Соежима '95					+	+	+	+				+	Япония
Ли '95			+										САЩ
Алба, Папели '95	+	+											САЩ
Лесли, Пу, Уортън '95										+			Великобритания
Уу '96											+		САЩ
Донълд '96											+		ОИСР
Лий '96					+	+	+	+				+	САЩ
Уу, Занг '96										+			ОИСР
Мууса, Бхати '96										+			Азия
Сонг, Уу '97								+					48 щата в САЩ
Лъмсдейн, Папели '97					+	+	+	+				+	САЩ
Гил, Робинсън '97			+					+					САЩ
Флейсинг, Строс '97									+				Г7
МакКоски, Селдън '98	+												ОИСР
Сонг, Уу '98								+					ОИСР
Хилбърг, Енгъл '96								+					ОИСР
Чунг, Чин '96					+								САЩ
Долман, Радж, Скотие '99	+												САЩ

* *Списък на показателите:*

1. Брутен вътрешен продукт
2. Брутен вътрешен продукт на човек от населението
3. Индустриална продукция
4. Разпределение на доходите
5. Надници
6. Стоки за износ
7. Заетост
8. Равнище на безработица
9. Лихвен процент
10. Надници
11. Валутен курс
12. Индекс на потребителските цени

Някои автори критикуват както хипотезата за пречупения тренд, така и тази за единичния корен. Зивот и Андрюс (1990, 1992) определят позицията във времето на структурния срив и откриват, че съществуването на пречупен тренд не е толкова ясно в множество от динамични редове, които са били анализирани от Перон, Кушинг и МакГарви. Те намират, че флуктуациите в макроикономическите динамични редове са по-стабилни, отколкото стационарните модели, като предполагат, че в същото време са и по-малко стабилни, отколкото моделите на единичния корен. Противоречиви резултати са получени също и от Лейборн, МакКейб и Тримейн (1996) за макроикономическите динамични редове на САЩ, Крол (1992) - за производството в редица сектори в САЩ и Кросби (1998) - за БВП на Австралия.

Ето защо изглежда, че не всички макроикономическите динамични редове могат да бъдат характеризирани с единичен корен. Какво означава това? От какво се генерират динамични редове – от детерминирани процеси или произволно? Този въпрос не е добре формулиран в литературата, посветена както на единичния корен, така и на пречупения тренд. Проблемът е, че идеята, съгласно която даден нестационарен процес представлява процес на случайно блуждаене, се съдържа в по-голямата част от изследванията. Не всеки нестационарен процес предполага наличие на случайно блуждаене. Вместо това е възможно да съществуват множество нелинейни процеси, които не са стационарни и се превръщат в стационарни след извършването на филтрация чрез диференциални (диференчни) изчисления по отношение на времето.

След като резултатите, представени в източниците, подкрепят теорията за пречупения тренд, нещата са все още отворени за дискусии, тъй като публикуваните до този момент изследвания не водят до окончателно отхвърляне на хипотезата за случайните маршрути. Поставя се въпросът дали хипотезата за пречупения тренд предлага окончателен отговор за

естеството на икономическите динамични редове? Освен това, дали хипотезата за случайното блуждаене притежава едно много важно предимство, а именно, че може да бъде теоретично напълно съвместима с неокласическата рамка, след като веднъж се приеме предположението, че реалните промени се дължат на случайността.

Връзката между неокласическата теория за растежа и разискванията по въпроса за единичния корен

Кинг, Ребело и Плосьър (1988 b) показват, че теорията за растежа, която предполага стабилно развитие, може да се окаже в съответствие с високата степен на нерегулярност в поведението на икономическите динамични редове.

Взет е под внимание моделът на Солоу (1956) и Суон (1956). Функцията на производството, уравнението на натрупването на капитала и ресурсното равенство са:

$$Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} (NX_t)^\alpha \quad 0 < \alpha < 1$$

$$K_{t+1} = 1 + (1-\delta)K_t = sA_t K_t^{1-\alpha} (NX_t)^\alpha + (1-\delta)K_t$$

$$L_t + N = 1$$

$$C_t + I_t = Y_t$$

където: Y_t е резултатът от производството при време t ; K_t обозначава основния капитал, който е на разположение за времето t ; s е нормата на натрупване; N – разполагаемата работна сила, която се приема за константа за всяко t ; A - мултипликаторът, като неговите промени отговарят на временните промени, които настъпват при общите фактори на производството; $X_t N$ - ефективната работна сила и промените, които настъпват в X_t и перманентно модифицират начина, по който работи системата; C_t - потреблението за времето t .

Когато решенията, свързани с потреблението, се основават на функция на полезността, имаща добри показатели, то тогава

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t) \quad \text{при } \beta < 1,$$

където L_t е свободното време, което е безкрайно голяма величина при време t ; u – полезността; ∞ трябва да обозначи това, че отделният индивид е взет под внимание.

Да предположим, че мащабът на производството, който се използва в системата на изчисление в производствената функция, и константата на работната сила

$$\Delta K_t = sA_t K_t^{1-\alpha} (NX_t)^\alpha - \delta K_t \rightarrow \frac{\Delta K_t}{N} = \frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (NX_t)^\alpha - \delta K_t}{N}$$

увеличават техническия коефициент на изменение $\Delta X/X$. Динамичното уравнение за основния капитал може да се преобразува по следния начин:

$$\Delta K_t = sA_t K_t^{1-\alpha} N^{1-\alpha} X_t^\alpha - \delta K_t, \text{ където}$$

$$K_t = \frac{K_t}{N}$$

$$\frac{\Delta K_t}{K_t} = \frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha - \delta K_t}{K_t} = \frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha}{K_t} - \delta = \gamma.$$

Тук γ е коефициентът на растеж на капитала на човек. Ако

$$\frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha}{K_t} - \delta > \frac{\Delta K_t}{K_t} > 0,$$

капиталът на човек от населението расте. Обратно на това, ако

$$\frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha}{K_t} - \delta < \frac{\Delta K_t}{K_t} < 0,$$

капиталът на човек от населението намалява. В стабилното състояние

$$\frac{\Delta K_t}{K_t} = 0 \quad \text{и} \quad \frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha}{K_t} = A_t K_t^{-\alpha} (X_t)^\alpha = \frac{\delta}{s} \text{ е константа.}$$

За да е възможно $A_t K_t^{-\alpha} (X_t)^\alpha$ да е константа във времето, K_t и X_t трябва да растат със същия коефициент, с който се увеличава γ . Резултатът на човек е $y_t = A_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha$. При стабилно състояние, когато

$$A_t K_t^{-\alpha} (X_t)^\alpha = \frac{\delta}{s},$$

тогава и y_t расте със същия коефициент, с който се увеличават k и γ . Потреблението на човек е $c=(1-s)y$ и расте със същия коефициент, с който се увеличава γ във времето. В този смисъл, макроикономическите променливи следват определен линеен детерминиран тренд.

Тази информация се намира в остро противоречие с емпиричните данни, представени от Нелсън и Плосър (1982), които показват, че съществуването на стохастичен тренд не би трябвало да се пренебрегва. Въпреки това е много лесно стохастичната версия да се превърне в основа на детерминистичния неокласически модел.

За да се постигне това, е необходимо да приемем, че работната сила, която увеличава техническото изменение, се появява като стохастичен процес във вид на случайно блуждаене.

Динамичното уравнение за натрупването на капитала в стабилно състояние има вида:

$$\frac{\Delta K_t}{K_t} = 0 \quad \text{и} \quad \frac{sA_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha}{K_t} = A_t K_t^{-\alpha} (X_t)^\alpha = \frac{\delta}{s}$$

За да може $A_t K_t^{1-\alpha} (X_t)^\alpha$ да остане константа във времето, K_t и X_t трябва да растат по стохастичен начин.

В този смисъл макроикономическите променливи следват стохастичен тренд, където цялата динамика се управлява от адитивни случайни иновации. Повечето от *емпиричните изследвания потвърждават*, че: първо, макроикономическите променливи следват стохастичен тренд, т.е. случаен маршрут; второ, макроикономическите променливи се развиват едновременно и в зависимост помежду си, т.е. те са коинтегрирани. Ето какво точно се случва според стохастичната формулировка на неокласическия модел. Всъщност уравненията могат да бъдат представени по друг, еквивалентен начин, а именно в смисъла на AR(1) процес (авторегресионен процес от първи ред):

$$\ln X_t = \ln X_{t-1} + \ln \gamma + \varepsilon_t$$

$$\ln K_t = \ln K_{t-1} + \ln \gamma + \varepsilon_t$$

$$\ln y_t = \ln y_{t-1} + \ln \gamma + \varepsilon_t$$

$$\ln c_t = \ln c_{t-1} + \ln \gamma + \varepsilon_t$$

където икономическите променливи зависят от своите предходни стойности, от средния коефициент на растеж плюс нетранзитивен стохастичен член на грешка.

В стохастичната версия на неокласическия модел съществува много ясна концепция за това, че икономическата система в своята същност е стабилна. Ако динамичните редове следват случаен маршрут и ние премахнем произволните иновации, то тогава би трябвало да се получи стационарно стабилна система. При отсъствието на техническо изменение системата никога не би се променила, освен ако не се появят други, екзогенни сътресения, например промяна в предпочитанията.

Ако членът $\sum_{t=0}^T \varepsilon_{t-i}$ не беше произволно случаен, какви биха били после-

дците за икономическата теория за $t = 0$? *Първата последица* би се изразила в това, че когато разглеждаме детерминиращата нелинейна динамика, бихме могли да изготвим по-добри предвиждания от тези, които се изготвят с помощта на простите модели от типа AR, тъй като най-добрият начин да се предвидят остатъчните явления в моделите от типа AR не може да бъде друг освен средната величина. *Втората последица* е, че икономическите системи биха могли да бъдат вътрешно нестабилни, т.е. отново без привнасянето на екзогенни случайни резултати системата не би могла да остане неподвижна. Освен това само защото реалните икономическите динамични редове доказват своята сложност, изглеждат произволни, но съдържат и някои детерминирани структури, тяхното поведение би могло да се предвиди и контролира по-добре.

Нелинейна хипотеза

Двадесет години след публикуването на статията на Нелсън и Плосър се наблюдават две течения сред авторите на изследвания, които дебатират относно естеството на динамичните редове. Първата група подкрепя *съществуването на случаен маршрут*, а втората утвърждава наличието на *пълен линеен (макар и със структурен срив) детерминизъм* в икономическите динамични редове. Емпиричните доказателства по отношение на характера на икономическите динамични редове могат да бъдат много по-ясни, отколкото са представени от защитниците на единичния корен, от една страна, и от тези на пречупения тренд, от друга.

Процедурата, която се следва с цел идентификация на нелинейните елементи, се състои от следните стъпки:

1. Избират се онези динамични редове, които са наблюдавани най-дълго време. Брок (1991) доказва, че броят от поне 400 наблюдения би бил добра отправна точка, ако не и задължително условие, за да се получат надеждни данни от използването на теста BDS. Следователно е наложително да се основаваме на месечни данни, приведени към сезоните, които обхващат достатъчно дълъг период. Динамичните редове, които се използват, са на САЩ, като данните са предоставени от Бюрото по труда и статистиката и Федералния резерв на страната.

2. Вземат се под внимание естествените логаритми от първоначалните динамични редове в случай, че покажат следване на тенденция на експоненциални отклонения.

3. Динамичните редове се диференцират по отношение на времето, като е възможно да се отстрани линейната автокорелация в остатъчните явления. След това се прави проверка за наличие на стационарност с помощта на усъвършенстван тест на Дики-Фулър.

4. Изчислява се равнището на пространствено-темпоралната ентропия с цел измерване на степента на смущенията в системата. В случай, че динамичните редове на остатъчните явления са причинени от случайни процеси, тогава равнището на ентропията трябва да се доближава до максималните стойности. Въпреки това нелинейните процеси могат да доведат до висока степен на смущения и да достигнат до стойности на ентропията, които да се доближат до тези на белия шум.

Същевременно трябва да се очаква ниско равнище на ентропия по отношение на процесите, които са детерминистични и автокорелационни. Въпреки това не би трябвало да се надценява важността на измерването на ентропията. Възможност тя не ни предоставя възможност да направим разграничение между случайните и сложните детерминистични процеси, а даже и между периодичните цикли и линейните трендове. Независимо от това измерването на ентропията би могло да помогне за разбирането на сложността на динамичните макроикономически редове.

5. Изчисляват се стойностите на максималните степенни показатели на Ляпунов, които характеризират динамичните редове, като целта е да се измери с каква скорост близките траектории дивергират във времето. Ако се окаже, че стойностите на максималните степенни показатели на Ляпунов са отрицателни, това ще означава, че близките траектории клонят към определена стабилна точка. В случай, че тази точка е нула, това би означавало, че сме открили краен цикъл, а ако тя е положителна - че динамичният ред се характеризира или с хаотичност, или е случайно блуждаене. Очаква се, че остатъчните явления на линейните модели, които обясняват икономическите динамични редове като цяло, се характеризират с положителен максимален степенен показател на Ляпунов и висока степен на ентропия, което от своя страна е индикация за това колко е трудно да бъдат предвидени икономическите динамични редове в по-дългосрочен план.

6. Създават се диаграми на Рюел (диаграми на повторението), за да се открият от качествена гледна точка скритите структури в динамичните редове.

7. Прилага се тестът BDS, за да се намери по-надежден начин - от гледна точка на количеството, за съществуването на нелинейни характеристики в данните.

8. Прави се проверка на динамичните редове на случаен принцип – дали резултатите, получени след използването на теста BDS върху произволно избрани динамичните редове, са наистина различни от данните, получени след използването на теста BDS върху първоначалните динамични редове. Потвърждението е особено важно в случай, че двата резултата се окажат различни – това ще означава, че времевият порядък на първоначалните динамични редове е значим и че съществува зависимост в данните.

Емпирични доказателства за динамични редове на САЩ

През последните 15 години регистрирането на нелинейни явления в реалните икономически динамични редове се превръща в нелека задача. Основен проблем е прилагането на инструментите за динамичните нелинейни процеси към динамичните редове, които са били обект на достатъчен брой наблюдения. За да се предложат надеждни изчисления при теста BDS, се нуждаем от много голям брой наблюдения - около 400 са необходими за разпознаването на нелинейните процеси в низшето пространство. В случай, че имаме за цел да обхванем сложни структури, ще е необходим още по-голям брой наблюдения. Това се дължи на факта, че тестът BDS има много слаби възможности при работа с малки и крайни извадки. При използването на малка извадка от процеса на развитие на случаен маршрут той отхвърля нулевата хипотеза за идентичните независимо разпределени събития. Неговото прилагане, както и на инструментите на

нелинейната динамика, базирани на корелационно пространство, върху малки извадки може да даде недостоверни резултати.

Когато има динамичен ред с много ограничен брой наблюдения, трябва да се използва линейната метрика, докато прилагането на нелинейни динамични инструменти само би създадо погрешни резултати. Например честотното наблюдение на brutния вътрешен продукт се извършва само четири пъти в годината, а данните са на разположение от 1959 г. насам. Въпреки че Бюрото за икономически анализи на САЩ има планове да подготви такива данни от 1929 г., дори и тогава максималният брой ще достигне 280 наблюдения, а това ограничение няма да ни позволи да докажем съществуването на нелинейната динамика.

Чавас и Холт (1991) избират за своя анализ един много специфичен динамичен ред, за който вече беше доказано, че притежава циклична природа, а именно цикълът на месото. Те показват съществуването на периодични цикли в тримесечните динамични редове за количествата и цените на свинското месо в САЩ от 1910 до 1984 г. Чавас и Холт имат голяма заслуга за това, че представят флукуациите в динамичните редове и изказват хипотезата, че може би те имат нелинеен характер.

В анализа, който следва, сме фокусирали вниманието си върху някои от главните реални макроикономически динамични редове. Ще направим проверка дали е възможно да извлечем индикатори за съществуването на остатъчни явления, които се смятат за стохастични според икономическата литература.

Индустриална продукция

Динамичният ред на индустриалната продукция на САЩ със сигурност е един от най-пълните, които съществуват – разполагаме с данни от 1919 г., като наблюденията са извършвани ежемесечно.

Като приложим теста на Дики-Фулър към логаритъма на наблюдаваните стойности, не бихме могли да отхвърлим нулевата хипотеза за единичния корен. След това се получава следният линеен модел, който най-точно представя данните:

$$Y(t) = 0.02 + 0.99Y(t-1) + 0.51[Y(t-1) - Y(t-2)] + 0.000029t + \hat{\epsilon}$$

където $Y(t)$ са наблюдаваните стойности на индустриалната продукция в стойностно изражение. Статистическият тест на Дърбън-Уотсън дава резултати от 1.89 до 2.10. Това показва, че взетите под внимание остатъчни явления не се намират в серийна корелация помежду си. От първоначалните редове Y насочваме вниманието си към изследване на остатъците (смущенията) $\hat{\epsilon}$. Изглежда, че остатъчните явления също се характеризират с много сложна динамика, особено ако вземем предвид равнището на ентропията - 80% (вж. табл. 3).

Таблица 3

Динамичен модел за индустриалната продукция на САЩ

Променлива за индустриалната продукция на САЩ: Наблюдения N = 981				
Изследван модел $Y(t) = 0.02 + 0.99*Y(t - 1) + 0.51*[Y(t - 1) - Y(t - 1)] + 2.98E - 0.5*t + e_t$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	0.99	0.005	96.7	0
Y(t-1)-Y(t-1)	0.51	0.058	8.8	0
Прекъсване	0.02	0.011	1.89	0
Тренд	0.0000298	0	1.95	0
Информационен критерий на Акаике	-5.22	Критерий на Шварц	-5.2	
Дърбън-Уотсън статистика	1.95	5% критична стойност	2.10	1.89
		3% критична стойност	2.13	1.87
		1% критична стойност	2.15	1.85
Ентропия на остатъчните явления	80%			

Изчисляването на максималните степенни показатели на Ляпунов зависи от параметрите на вписаното пространство m . Съществува отделен максимален степенен показател на Ляпунов за всяка стойност на m (вж. табл. 5). Всички максимални степенни показатели на Ляпунов са положителни за различните стойности на m , което е доказателство за високата чувствителност на динамичния ред по отношение на неговите първоначални условия.

Съществуването на структурирана динамика се подкрепя и от диаграмата на Рюел, където наличието на непрекъснати линии е явно. Можем ясно да забележим, без да имаме предварителна информация за историческите събития, периодите, в които те са оказали негативно влияние върху индустриалното производство. От тази периодична диаграма можем да констатираме, че първата част на 20-те години - около 1933 и 1944 г., се характеризират с аномална динамика. Вписаните вектори, които са представени посредством точки, разположени около тези дати, разкриват голям интервал, сравнени с почти всички останали вектори. Освен това може да се забележи, че след 400-ия вписан вектор динамиката е по-спокойна и се повтаря. Става ясно, че съществува структура, която се различава от случайното блуждаене.

За да се убедим дали динамичният ред е генериран от нелинеен детерминистичен процес, прилагаме теста BDS. Нулевата хипотеза за идентичните независимо разпределени събития е категорично отхвърлена. Подобен тест, основаващ се на същите статистически данни, както и тестът BDS, е пространственият. Корелационното пространство dm се увеличава

много бавно заедно с m и възприема тенденцията да конвергира към определена стойност. Това е типично за процес, който не е ръководен от случайността (Хомс, 1998).

Накрая можем да кажем, че остатъчните явления в индустриалната продукция показват наличието на структура, която не би могла да произхожда от обикновен линеен стохастичен процес, от което следва, че обяснението, основано на нелинейните процеси, е необходимо за разбирането на темпоралната произволност на събитията. Тези резултати показват, че в изследваните остатъчни явления съществуват нелинейни структури, които също би трябвало да бъдат разглеждани като действителни сигнали, а не като бял шум.

*Емпиричен анализ на други макроикономически динамични редове:
индустриална продукция в основни сектори на САЩ, заетост, почасово
заплащане и индекс на потребителските цени*

Задълбоченото проучване на всеки отделен сектор би излязло от рамките на тази разработка, която е фокусирана върху съществуването на детерминистични структури в макроикономическите динамични редове. Ще анализираме накратко някои от основните макроикономически динамични редове за САЩ. Ограничаваме анализа до основните сектори на икономиката на страната, а именно заетост, почасово заплащане и индекс на потребителските цени. По отношение на икономическите променливи, които се характеризират със сезонни цикли, се анализират приведените към сезоните промени динамични редове, като наблюденията се извършват ежемесечно. Данните за транспортния сектор, индустриалното и електрическото оборудване обхващат периода от 1947 г., за смесения високотехнологичен сектор (компютри, полупроводници и комуникации) – от 1967 г., за заетостта – от 1939 г., за почасовото заплащане в производството – от 1932 г. и за индекса на потребителските цени – от 1913 г.

Всички динамични редове (логаритмично преобразувани) освен заетостта се характеризират с наличието на единичен корен, тъй като повечето от тях не са в състояние да отхвърлят с висока степен на сигурност (повече от 5%) нулевата хипотеза за идентичните независимо разпределени събития на теста на Дики-Фулър. Тези резултати са подобни от гледна точка на качеството на резултатите, получени от Нелсън и Плосър.

За всички динамични редове се оказва, че изследваните остатъчни явления на линейния модел, които най-точно отговарят на данните, не се намират в серийна корелация помежду си (при теста на Дарбън-Уотсън нулевата хипотеза никога не се отхвърля, дори и при високо равнище на сигурност за всички динамични редове). Това е представено обобщено за всички редове на табл. 4.

Таблица 4

Динамични модели за други променливи за икономиката на САЩ

Променлива за производство на транспортно оборудване: Наблюдения N = 633				
Изследван модел $Y(t) = 0.13 + 0.96*Y(t - 1) + 0.000091*t + e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	0.96	0.011	83.6	0
Прекъсване	0.13	0.039	3.34	0
Тренд	0.000091	0	3.22	0
Информационен критерий на Акаике	-3.62	Критерий на Шварц	-3.80	
Дърбън-Уотсън статистика	1.86	5% критична стойност	2.13	1.86
		3% критична стойност	2.16	1.84
		1% критична стойност	2.19	1.81
Ентропия	73%			
Променлива за производство на индустриално оборудване: Наблюдения N = 633				
Изследван модел $Y(t) = 0.05 + 0.98*(t - 1) + 0.09*(Y(t - 2) + Y(t - 2) - Y(t-3) + 0.26*(Y(t - 3) - Y(t-4)+0.0000758*t+e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	0.98	0.005	213	0
Y(t-1)-Y(t-2)	0.09	0.048	1.91	0
Y(t-2)-Y(t-3)	0.29	0.038	7.7	0
Y(t-3)-Y(t-4)	0.26	0.038	7.0	0
Прекъсване	0.05	0.012	3.8	0
Тренд	0.0000758	0	4.1	0
Информационен критерий на Акаике	-5.738187	Критерий на Шварц	-5.695847	
Дърбън-Уотсън статистика	2.04	5% критична стойност	2.13	1.86
		3% критична стойност	2.16	1.84
		1% критична стойност	2.19	1.81
Ентропия	77%			
Променлива за производство на електрооборудване: Наблюдения N = 633				
Изследван модел $Y(t) = 0.05 + 0.97*Y(t - 1) + 0.17*(Y(t - 1) + Y(t - 2)) + 0.00014*t + e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	0.97	0.01	90.6	0.00
Y(t-1)-Y(t-2)	0.17	0.06	2.57	0.01
Прекъсване	0.05	0.02	2.80	0.01
Тренд	0.00014	0	2.46	0.01
Информационен критерий на Акаике	4.93	Критерий на Шварц	-4.89	
Дърбън-Уотсън статистика	2.06	5% критична стойност	2.15	1.86
		3% критична стойност	2.18	1.81
		1% критична стойност	2.21	1.78
Променлива за производство на високотехнологични изделия: Наблюдения N = 393				
Изследван модел $Y(t) = 1.00*Y(t - 1) + 0.12*(Y(t - 1) + Y(t - 2)) + e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност

Y(t-1)	1.00	0	3031	0.00
Y(t-1)-Y(t-2)	0.12	0.07	1.62	0.10
Информационен критерий на Акаике	-5.58	Критерий на Шварц	-5.56	
Дърбън-Уотсън статистика	2.05	5% критична стойност	2.17	1.83
		3% критична стойност	2.20	1.80
		1% критична стойност	2.23	1.74
Променлива за заетостта: Наблюдения N = 729				
Изследван модел $Y(t) = 0.16 + 0.98*Y(t-1) + 0.27*(Y(t-1) + Y(t-2)) + 0.27*(Y(t-2) + Y(t-3)) + 0.000026*t + e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	0.98	0.004	223	0
Y(t-1)+Y(t-2)	0.27	0.101	2.6	0.01
Y(t-2)+Y(t-3)	0.27	0.107	2.5	0.01
Прекъсване	0.16	0.046	3.4	0
Тренд	0.000026	00	3.5	0
Информационен критерий на Акаике	-8.24	Критерий на Шварц	-8.21	
Дърбън-Уотсън статистика	2.07	5% критична стойност	2.12	1.88
		3% критична стойност	2.15	1.85
		1% критична стойност	2.17	1.83
Ентропия	68%			
Променлива за почасово заплащане в производството: Наблюдения N = 811				
Изследван модел $Y(t) = 1.00*Y(t-1) + 0.20*(Y(t-1) + Y(t-2)) + 0.24*(Y(t-2) + Y(t-3)) + e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	1.00	0	4435	0
Y(t-1)+Y(t-2)	0.20	0.12	1.70	0.08
Y(t-2)+Y(t-3)	0.24	0.10	2.34	0.02
Информационен критерий на Акаике	-6.61	Критерий на Шварц	-6.59	
Дърбън-Уотсън статистика	2.04	5% критична стойност	2.12	1.88
		3% критична стойност	2.14	1.86
		1% критична стойност	2.16	1.84
Ентропия	71%			
Променлива за индекса на потребителските цени: Наблюдения N = 1024				
Изследван модел $Y(t) = 1.00*Y(t-1) + 0.33*(Y(t-1) - Y(t-2)) + 0.16*(Y(t-2) - Y(t-3)) + 0.13*(Y(t-3) - Y(t-4)) + e$				
Променлива	Коефициент	Статистическа грешка	t-статистика	Вероятност
Y(t-1)	1.00	0	19561	0
Y(t-1)-Y(t-2)	0.33	0.04	7.4	0
Y(t-2)-Y(t-3)	0.16	0.05	3.3	0
Y(t-3)-Y(t-4)	0.13	0.05	2.7	0.01
Информационен критерий на Акаике	-7.41	Критерий на Шварц	-7.39	
Дърбън-Уотсън статистика	2.05	5% критична стойност	2.10	1.90
		3% критична стойност	2.12	1.88
		1% критична стойност	2.14	1.86
Ентропия	71%			

Всички разгледани динамични редове се характеризират с високи стойности на ентропия (като цяло те са по-високи от 70%), които са типични както за хаотичните, така и за стохастичните процеси. За всички реални динамични редове се установяват положителни стойности на съответните максимални степенни показатели на Ляпунов (вж. табл. 5), което показва, че близките траектории дивергират във времето като положителен експоненциален коефициент. Това предполага, че дори ако реалните динамични редове трябва да се разглеждат като непредвидими в дългосрочен план, то в краткосрочен план те са по-предвидими от процеса на идентичните независимо разпределени събития и от даден детерминистичен процес.

Таблица 5

Максимални степенни показатели на Ляпунов

	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5
Универсален процес на идентичните независимо разпределени събития	3.40	1.41	1.24	0.77	0.85
Авторегресионен растеж тип Tent Map	2.93	0.91	0.54	0.36	0.33
Авторегресионен растеж тип Rossler	0.67	0.06	0.10	0.39	0.11
Индустриална продукция	2.68	0.75	0.39	0.33	0.26
Производство на транспортно оборудване	1.71	0.60	0.44	0.36	0.36
Производство на индустриално оборудване	1.75	0.64	0.33	0.28	0.30
Производство на електрооборудване	1.81	0.49	0.30	0.26	0.26
Производство на високотехнологични изделия	1.59	0.46	0.27	0.21	0.25
Заетост	1.55	0.67	0.36	0.30	0.27
Почасово заплащане в производството	1.81	0.7	0.51	0.39	0.36
Индекс на потребителските цени	1.88	0.93	0.58	0.45	0.36

Присъствието на структури, които са различни от тези за процеса на идентичните независимо разпределени събития, е особено ясно показано в рекурентните диаграмите на всички динамични редове. Прилагането на теста BDS осигурява допълнителна информация относно наличието на детерминизъм в динамичните редове, а прилагането му спрямо всички динамични редове, с които разполагаме, ни позволява да приемем нулевата хипотеза за идентичните независимо разпределени събития. Всички динамични редове се характеризират с високи стойности на BDS-теста, които са далеч отвъд съответните критични значения.

Пространственият тест, който се основава както на теста BDS, така и на изчисляването на корелационното пространство, позволява при някои редове да се измери пространството на хаотичното притегляне, характеризиращо динамичните редове.

Без да се навлиза в детайли, пространственият тест се основава на факта, че даден действителен стохастичен процес се отличава с растеж на корелационното пространство наред с нарастването на вписаното пространство, а един наистина хаотичен процес се характеризира с тенденция към стабилизиране

на корелационното пространство към константна стойност, докато вписаното пространство се увеличава (Хомс, 1998). Тази константна стойност представлява пространството на хаотичното притегляне.

При всички динамични редове корелационното пространство нараства по непропорционален начин по отношение на m , но в много от случаите не сме в състояние да разграничим ясна тенденция за това, че корелационното пространство се стабилизира към постоянна стойност. За всички анализирани тук динамични редове тестът BDS предполага, че те съдържат детерминистични структури, но не е възможно чрез пространствения тест да бъде количествено определено пространството на скритото им притегляне.

Направените в разработката изводи имат преди всичко методологично значение и вероятно бъдещи приложения, тъй като не е възможно да се осигурят статистически редове от официалната статистика на други страни, в т.ч. за А. Р. Египет или за Р. България.

Използвана литература:

Alba, J. D. and D. H. Papell. Trend breaks and the unit root hypothesis for newly industrializing and newly exporting countries. - Review of International Economics, 1995, N 3, p. 264-274.

Al-Bazai, H. S. The Saudi stock market and the monetary policy. - Journal of the Social Sciences, 1998, N 26, p. 91-106.

Ben, D. D. and D. H. Papell. The great crash, and the unit root hypothesis: some new evidence about an old stylized fact. CEPR, DP. 965, 1994.

Brock, W. A., D. A. Hsieh and B. Le Baron. Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence. MIT Press, 1991.

Chavas, J. P. and M. T. Holt. Market instability and nonlinear dynamics. - American Journal of Agricultural Economics, 1993, N 75, p. 113-120.

Coakley, J., F. Kulasi and R. Smith. Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle. Birkbeck College Discussion Paper, London, 1995.

Conover, W. J. Practical Nonparametric Statistics. New York, Wiley, 1971.

Coorey, S. The determinants of U.S. real interest rates in the long run. IMF WP 118, 1991.

Crosby, M. A note on the Australian business cycle. - Economic Analysis and Policy, 1998, N 28, p. 103-108.

Culver, S. E. and D. H. Papell. Real exchange rates under the Gold Standard: can they be explained by the trend break model? - Journal of International Money and Finance, 1995, N 14, p. 539-548.

De Haan, J. and D. Zeihorst. The nonstationarity of German aggregate output. - Jahrbucher fur Nationalokonomie und Statistik, 1993, 212, p. 410-418.

De Haan, J. and D. Zeihorst. Testing for Stationarity of output components-. some results for Italy. - Economic Notes, 1994, N 23, p. 402-409.

Diebold, F. X. and G. D. Rudebush. Long memory and persistence in aggregate output. - Journal of Monetary Economics, 1989, N 24, p. 189-209.

Duck, N. W. Evidence on breaking trend functions from nine countries. University of Bristol, WP 341, 1992.

Durlauf, S. N. Time series properties of aggregate output fluctuations. - Journal of Econometrics, 1993, N 56, p. 39-56.

Fuller, W. A. Introduction to Time Series. New York, Wiley, 1999.

- Gallegati, M.* Testing output through its supply components. - Economic Notes, 1996, N 25, p. 249-260.
- Gil A. L. A. and P. M. Robinson.* Testing of unit roots and other nonstationary hypothesis in macroeconomic time series. - Journal of Econometrics, 1997, N 80, p. 241-268.
- Hansen, G.* Hysteresis and unemployment. - Jahrbucher fur Nationaliokonomie und Statistik, 1991, N 208, p.272-298.
- Hommel, C. H.* Nonlinear economic dynamics, lecture notes, NAKU Utrecht, 1998.
- Hylleberg, S. and R. K. Engle.* Common seasonal features: global employment. Aarhus Department of Economics, WP 13, 1996.
- King, R. C., C. I. Plosser and S. T. Rebelo.* Production, growth and business cycles II: new directions. - Journal of Monetary Economics, 1988b, N 21, p. 309-341.
- Krol, R.* Trends, random walks and persistence: an empirical study of disaggregated U.S. industrial production. - Review of Economics and Statistics, 1992, N 74, p. 154-159.
- Lee, H. S. and P. L. Siklos.* Unit roots and seasonal unit roots in macroeconomic time series: Canadian evidence. - Economic Letters, 1991, N 35, p. 273-277.
- Leslie, D., Y. Pu and A. Wharton.* Hysteresis versus persistence in unemployment: a sceptical note on unit root tests. - Labour, 1995, N 9, p. 507-523.
- Leybourne, S. J., B. P. McCabe, and A. R. Tremayne.* Can economic time series be differenced to stationarity? - Journal of Business and Economic Statistics, 1996, p. 435-446.
- Li, H.* A Reexamination of the Nelson-Plosser data set using recursive and sequential tests. - Empirical Economics, 1995, N 20, p. 501-518.
- Linden, M.* Stochastic and deterministic trends in Finnish macroeconomic time series. Finnish Economic Papers, 1992, p. 110-116.
- Lucas, R.* Expectations and the neutrality of money. - Journal of Economic Theory, 1972, N 4, p. 103-124.
- Lucas, R.* Understanding Business Cycles. - In: Brunner, K., Meltzer eds. Stabilization of the domestic and international economy, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1977, N 5, p. 7-29.
- Lucas, R.* Methods and problems in Business Cycle Theory. - Journal of Money, Credit and Banking, 1980, N 12, p. 696-715.
- MacDonald, R.* Panel unit root tests and real exchange rates. - Economic Letters, 1996, N 50, p. 7-11.
- Maddala, C. S. and I. M. Kim.* Unit roots, cointegration and structural change. Cambridge University Press, 1998.
- McCoskey, S. K. and T. M. Selden.* Health care expenditures and GDP: panel data unit root test results. - Journal of Health Economics, 17, 1998, p. 369- 376.
- McDougall, R. S.* The seasonal unit root structure in New Zealand macroeconomic variables. - Applied Economics, 1995, N 27, p. 817-827.
- Mills, T. C. and M. P. Taylor.* Random walk components in output and exchange rates: some robust tests on UK data". - Bulletin of Economic Research, 1992, N 41, p. 123-135.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser.* Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. - Journal of Monetary Economics, 1982, N 10, p.139-162.
- Oppenheim, A. V. and R. W. Schaffer.* Discrete-Time Signal Processing. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1989.
- Parikh, A.* Tests of real interest parity in international currency markets. - Journal of Economics, 1994, N 59, p. 167-191.
- Perron, P.* The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. - Econometrica, 1989, p. 1361-1401.

- Prescott, E.* Notes on business cycle theory: methods and problems. ISER draft, Siena, 1998.
- Rahman, M. and M. Mustafa.* Dynamics of real exports and real economic growths in 13 selected Asian countries. - *Journal of Economic Development*, 1997, p. 81-95.
- Raj, B. and D. J. Scottje.* Are trend behavior of alternative income inequality measures in the United States from 1947-1990 and the structural break. - *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, N 12, p. 479-487.
- Raj, B.* International evidence on persistence in output in the presence of episodic change. - *Journal of Applied Econometrics*, 1992, N 7, p. 281-93.
- Rappoport, P. and L. Reichlin.* Segmented trends and nonstationary time series. - *Economic Journal*, 1989, 99, supplement, p. 168-177.
- Rappoport, P. and L. Reichlin.* On broken trends, random walks and non-stationary cycles. - In Di-Matteo, M., R. M. Goodwin and A. Vercelli eds. Technological and social factors in long term fluctuations. Proceedings of ISER Workshop held in Siena, Italy, December 16-18, 1986. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems series, N 321, Springer, 1989, p. 305-331.
- Rappoport, P. and L. Reichlin.* Segmented trends and nonstationary time series. Federal Reserve Bank of New York, 1988.
- Rudebusch, G. D.* "Trends and random walks in macroeconomic time series: a re-examination. - *International Economic Review*, 1992, N 33, p. 6G1-80.
- Serletis, A. and G. Zimonopoulos.* Breaking trend functions in real exchange rates: evidence from seventeen OECD countries. - *Journal of Macroeconomics*, 1997, N 19, p. 781-802.
- Serletis, A.* Breaking trend functions in the velocity of money: evidence from the United States and Canada. - *North American Journal of Economics and Finance*, 1994, N 5, p. 201-208.
- Simkins, S. P.* Business cycles, trends, and random walks in macroeconomic time series. - *Southern Economic Journal*, 1994, N 60, p. 977-988.
- Soejima, Y.* A unit root test with structural change for Japanese macroeconomic variables. - *Monetary and Economic Studies* 1995, N 13, p. 53-68.
- Solow, R.* A contribution to the theory of economic growth. - *Quarterly Journal of Economics*, 1956, N 70, p. 65-94.
- Song, F. M. and Y. Wu.* Hysteresis in unemployment: evidence from 48 U.S. States. - *Economic Inquiry*, 1998, N 35, p. 235-243.
- Song, F. M. and Y. Wu.* Hysteresis in unemployment: evidence from OECD countries. - *Quarterly Review of Economics and Finance*, 1998, N 38, p.181-192.
- Sosa, E. W.* Testing for unit roots and trend breaks in Argentine real CUP. - *Economica*, 1997, N 43, p. 123-142.
- Swan, T. W.* Economic growth and capital accumulation. - *Economic Record*, 1956, N 32, p. 334-361.
- Welivita, A.* Cointegration tests and the long run purchasing power parity: examination of six currencies in Asia. - *Journal of Economic Development*, 1998, N 21, p.103-115.
- Wu, Y. and N. Crato.* New tests for stationarity and parity reversion: evidence on New Zealand real exchange rates. - *Empirical Economics*, 1995, N 20, p. 599-613.
- Wu, Y. and H. Zhang.* Mean reversion in interest rates: new evidence from a panel of OECD countries. - *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, N 28, p. 604-621.
- Zivot, E. and D. Andrews.* Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Yale Cowles Foundation DP 944, 1990.
- Zivot, E. and D. Andrews.* Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. - *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, N 10, p. 251-270.

10.I.2005 г.