

Ст.н.с. д-р Мария Гарвалова

ПАРИЧНО ТЪРСЕНЕ И ИНФЛАЦИЯ ПРЕЗ ПРЕХОДНИЯ ПЕРИОД

В резултат от острата политическа криза, която беше в основата на невъзвратимото разпадане на някои икономически отрасли, след изоставянето на централизираното планиране на национално равнище и либерализацията на цените, в икономиката на България през 90-те години се появиха свойствените за страните в преход явления: рязка обезценка на националната валута, високи темпове на нарастване на инфлацията и паричната маса. Инфлацията остана висока и хронична и през 1996 г. достигна размерите на хиперинфлация.

Икономиките на страните в преход поставят редица проблеми пред монетарните икономисти и макроикономистите. Много теоретични резултати са получени от изолираното изследване на инфлационни фактори: степен на централизация, фискален дефицит, относителни промени в цените, независимост на централната банка, режим на разменния курс, степен на либерализация на цените и отвореност на икономиката. Ограничен брой емпирични изследвания са посветени на връзката между монетарното приспособяване и инфлацията. От академична гледна точка иконометричните изследвания в тази област могат да бъдат разглеждани само като проверка на алтернативните теории. От прагматична гледна точка в случая на икономиката в преход на България резултатите от изследванията могат да се използват при управлението на инфлацията и предприемането на инициативи за намаляване на разходите за дезинфлация.

Методология

Използван е моделът на паричното търсене на Каган (1956), построен върху предположението, че при екстремни инфлационни условия реалното парично търсене се определя от очакваната инфлация. Основната идея при анализа на Каган е, че в условията на хиперинфлация измененията в цените са в такава степен по-големи от тези на реалните макроикономически параметри, че връзката между монетарните фактори може да се изследва изолирано от реалния сектор на икономиката.¹ Уравнението на паричното търсене на Каган е:

$$(1) \quad m_t - p_t = \beta + \alpha \pi_t^* + \varepsilon_t, \quad \alpha < 0 \quad \pi_t^* = E(\pi_t | I_t),$$

където $\pi_t = p_{t+1} - p_t$. Стойностите m_t и p_t са натурални логаритми съответно на паричната маса и индекса на потребителските цени. Прието е, че m_t се определя от управляващите органи в съответствие с процес, който

¹ По-подробно вж. Flood, R., P. Garber. Market Fundamentals Versus Price-Level Bubbles: The First Tests. - Journal of Political Economy, 1980a, N 88, 745-770; Flood, R., P. Garber. An economic Theory of Monetary Reform. - Journal of Political Economy, 1980b, N 88, 24-58; Frenkel, J. The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand of Money: The German Hyperinflation. - American Economic Review, 1977, N 67, 653-670.

е независим от действащите и минали стойности на p . π_t е очакваният темп на инфлация в периода между t и $t + 1$ и ε_t следва модела на случайното блуждаене: $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + u_t$, u_t - бял шум. E е оператор на математическите очаквания и I_t е разполагаемата информация в момента t , която съдържа текущите и минали стойности на m , p и ε .

Решението на (1) за $E(\pi_t | I_t)$ води до:²

$$(2) \quad m_t - p_t = \beta - \frac{\alpha}{\alpha - 1} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} \right)^i E(\mu_{t+i} | I_t) + \varepsilon_t,$$

където $\mu_t = m_t - m_{t-1}$.

Валидността на модела на Каган е проверена на основата на техника независеща от специфични предположения, които засягат формирането на очакванията, с изключение на предположението, че прогнозните грешки на μ_t са стационарни. Методът изисква да се изследва наличието на коинтеграция между паричната маса и инфлацията.³

Понятието коинтеграция е въведено е от Гренжър (1981) и определя условието за съществуването на модели, при които дългосрочният компонент на променливите се подчинява на равновесни ограничения, докато краткосрочният има гъвкава динамична спецификация. Нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция се проверява преди оценката на многомерни динамични модели. Резултатите от тази проверка са решаващи за икономическите изводи при изследване дългосрочното равновесие на икономическите системи.

Определението на интегриран процес е свързано с термина "единичен корен". Единичният корен или нестационарността се определят от стойността на авторегресионния коефициент ρ за моделите, съответно без и с константа:

$$(3) \quad x_t = \rho x_{t-1} + u_t$$

$$(4) \quad x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + u_t,$$

където u_t е със средна нула и неизвестна дисперсия.

Нестационарността се проверява при нулева хипотеза $H_0: \rho = 1$ и алтернативна $H_0: \rho \neq 1$. Променливата x_t се определя като интегрирана от първи порядък, ако е нестационарна, и може да бъде записано: $x_t = x_{t-1} + u_t$ за модел без константа и $x_t = \alpha + x_{t-1} + u_t$ за модел с константа.

² Case/а, A. Rational Bubbles in the German Hyperinflation. - Journal of Monetary Economics, 1989, N 24, 109-122.

³ Методът е разработен от М. Тейлър (Вж. Taylor, M. The Hyperinflation Model of Money demand Revisited. - Journal of Money, Credit, and Banking, 1991, N 23, 327-351) и е приложен при изследване инфлацията в Югославия. Вж. Frenkel, J., M. Taylor. Money Demand and Inflation in Yugoslavia, 1980 - 1989. - Journal of Macroeconomics, 1993, N 15, 455-481.

Иконометрично коинтеграцията се определя по следния начин: Ако в $\alpha(L)y_t = b(L)x_t + u_t$, x и y са $I(1)$ (интегрирани от първи порядък) и $y = \alpha(1)x / b(1)$ е $I(0)$ (интегриран от порядък нула), тогава x и y са коинтегрирани. Или два реда от икономически променливи се определят като коинтегрирани, ако и двата са нестационарни, интегрирани от един и същи порядък и съществува линейна комбинация на двете променливи, която е интегрирана от порядък нула, т.е. линейната комбинация на две нестационарни променливи е стационарна. Ако всеки елемент на вектора от временни редове x_{it} става стационарен след диференциране, но линейната комбинация $\alpha_i x_{it}$ е стационарна, временните редове x_i се определят като коинтегрирани с коинтеграционен вектор α_i .

По терминологията на Енгл и Гренджър,⁴ ако x и y трябва да бъдат диференцирани r пъти, за да стигнат стационарност, те са съответно интегрирани от порядък r , т.е., ако в лаговия многочлен

$$(5) \quad \alpha(L)y_t = \varepsilon_t,$$

където $\alpha_0 = 1$ и ε_t е бял шум (т.е. некорелиран във времето), r на брой корена са равни на единица по абсолютна стойност, тогава y е нестационарна променлива и се прилага терминът "интегриран от порядък r " - $I(r)$. В изследването често са използвани термините стационарен и нестационарен вместо по-коректните "интегриран от порядък 0" и "интегриран от порядък 1". Ако паричната маса и инфлацията са интегрирани процеси от порядък единица, тестът за приложимост на модела на Каган се изгражда върху проверката за коинтеграция между тях, т.е. тази техника за оценка на валидността на инфлационния модел може да бъде приложена, само в случай че паричният баланс и инфлационният процес не са $I(0)$. При положение, че не съществува единичен корен в изследваните временни редове, коинтеграционните тестове не могат да се използват за оценка на валидността на модела. Ако не се установи наличие на коинтеграция между реалния паричен баланс и инфлацията, това означава отхвърляне на модела на Каган. И обратно, ако се установи коинтеграция тогава получените оценки на параметрите в модела са с висока ефективност. Освен класическите тестове на Дики-Фулър (D-F) и Дърбин-Уотсън (D-W) за проверка на нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция⁵ е използван и тестът на Скотман-Дик⁶ (S-D), основан на бейзиански подход. При него се изчислява апостериорната вероятност на нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция. Класическите коинтеграционни тестове проверяват само дали, регресионната грешка е стационарна, без да дават информация за вероятността за коинтеграция. Функцията на правдоподобие, заложена при

⁴ Engle, R. F., C. W. J. Granger. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. - *Econometrica*, 1987, Vol. 55, 251-276.

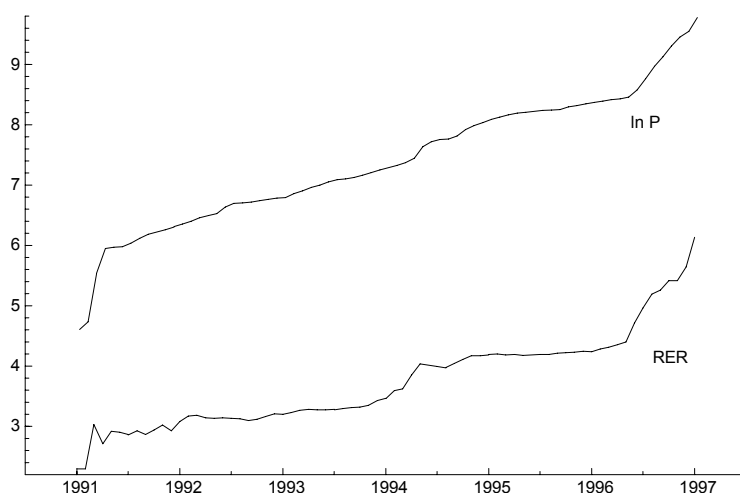
⁵ Вж. Dickey, D.A., W.A. Fuller. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. - *Econometrica*, 1981, Vol. 49, N 4, 1057-1072; Engle, R.F., C.W.J. Granger. Op. cit.

⁶ Вж. Schotman, P., H. K. van Dijk. A Bayesian Analysis of the Unit Root in Real Exchange Rate. - *Journal of Econometrics*, 1991, Vol. 49, N 1-2, 195-238.

изчисляване на апостериорните вероятности, изисква регресионната грешка да е не само стационарна, но и независима. Тъй като моделите на рационалните очаквания предполагат такава независимост, бейзианските процедури могат да се приемат за по-подходящи за анализ на инфлационните процеси. Допълнително предимство на бейзианския подход е, че при него нулевата и алтернативната хипотеза са симетрични и не е необходимо данните да се разглеждат от специфичната гледна точка за стационарност или нестационарост.

Емпирични резултати

За извършване на емпиричните изследвания са използвани месечните данни за инфлацията и тесните пари (M1) за периода 1991 -1996 г., публикувани в информационните бюлетини и годишните отчети на БНБ. Месечният инфлационен темп се определя от първите разлики на потребителските цени. Стойностите на всички параметри са превърнати в логаритми. За обработване на информацията е приложена интерактивната иконометрична програма PC-GIVE. За изследвания период предположението, че инфлацията и паричния т баланс са нестационарни процеси, които трябва да бъдат поне веднъж диференцирани, за да станат стационарни изглежда правдоподобно. Визуалното изследване на измененията на логаритъма на инфлацията⁷, реалния валутен курс⁸ (фиг. 1) и измененията на реалния паричен баланс⁹ и темпа на растеж на паричната маса (фиг. 2) подкрепя подобно твърдение.

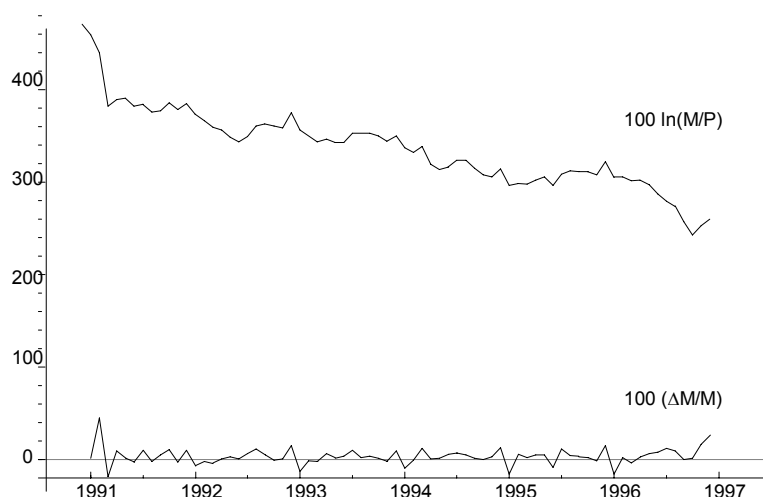


Фиг. 1. Реален валутен курс (RER) и логаритъм на инфлацията

⁷ Използването на логаритъма на инфлацията за характеризиране на процеса, а не абсолютната стойност е за предпочитане от гледна точка на съображението, че за периодите с висока инфлация се намалява рискът за съществено влияние на случайни величини.

⁸ За определяне на реалния валутен курс в изследването е използвано съотношението лев/щатски долар.

⁹ Реалният паричен балас се определя по формулата $100 \log(M/P)$. По-подробно вж. Flood, R., P. Garber. An Economic Theory ..., 24-58.



Фиг. 2. Темп на изменение на паричната маса и реален паричен баланс

Проверката за стационарност на реалния валутен курс за периода не отхвърля нулевата хипотеза за единичен корен. Изчислените стойности на теста на Дики -Фулър са 1.528 и -2.461 съответно за модел без константа и модел с константа. Критичната стойност на теста при 5 % вероятност за грешка и 65 наблюдения е 2.55,¹⁰ т.е. за анализ на инфлационните процеси няма основание да се използват класически модели, основани на покупателен паритет, предполагащ съществуването на постоянен равновесен реален валутен курс.

За изследване на стационарността във временните редове на логаритъма на инфлацията и реалния паричен баланс са използвани формализирани тестове. За целия разглеждан период са оценени авторегресионните модели от първи порядък без константа и с константа и резултатите са представени в табл. 1.

Таблица 1

Оценка на авторегресионните резултати

	Модел без константа			Модел с константа			
	ρ	R^2	D-W	α	ρ	R^2	D-W
p_t	1.01	0.998	0.99	0.21	0.98	0.989	1.05
ст.гр.	0.0001			0.09	0.12		
t-кр.	571			0.99	80.6		
m_t	1.004	0.999	2.28	0.07	0.998	0.993	1.04
ст.гр.	0.0006			0.13	0.01		
t-кр.	1565			0.52	96		

¹⁰ Dickey, D. A., W. A. Fuller. Likelihood Ratio Statistics..., p.1062.

Получените оценки на коефициента на авторегресия за изследваните параметри са близки до единица. Стойностите на класическия статистически диагностичен тест за стационарност на Дърбин-Уотсън не показват необходимост от трансформиране на авторегресионния модел. Изводът, който може да се направи от изследването на авторегресионните процеси, е че разглежданите параметри са нестационарни. Това се потвърждава от по-голямата част от стойностите на разширения тест на Дики-Фулър за наличието на единични корени във временните редове на логаритъма на инфлацията и реалния паричен баланс за целия разглеждан период и три произволно избрани периода, представени в табл. 2. Както се вижда от резултатите от тестовете, нулевата хипотеза за нестационарност за инфлацията може да бъде отхвърлена само в два случая - при лаг три години за два от разглежданите периоди и за реалния паричен баланс за един период при лаг пет години. За целия период 1991,1-1996,12, временните редове на инфлацията и реалните пари достигат стационарност след диференциране от първи порядък. В преобладаващия брой случаи това е така и за останалите периоди. Условието за приложимост на теста за валидност на модела на Каган може да се приеме за изпълнено.

Таблица 2

Проверка за единичен корен

	$\Delta (m-p)_t$	$(m-p)_t$	$\Delta^2 p_t$	Δp_t
1991,1-1992,12				
D-F(3)	5.58	0.18	25.95	6.26
D-F(5)	1.61	1.63	7.67	1.76
D-F(7)	0.16	4.19	2.78	0.12
1993,1-1994,12				
D-F(3)	8.93	0.04	20.27	4.01
D-F(5)	14.05	0	7.71	1.79
D-F(7)	3.13	0.06	17.9	1.17
1995,1-1996,12				
D-F(3)	2.67	0.52	0.38	0.1
D-F(5)	2.95	6.49	1.31	2.43
D-F(7)	0.93	1.73	0.36	2.62
1996,1-1996,12				
D-F(3)	28	0.05	16.88	3.31
D-F(5)	18.62	0.08	14.76	1.56
D-F(7)	13.5	0.69	11.63	0.31

Забележка. Използван е разширен тест на Дики Фулър, при който е включен временен тренд при определяне на авторегресията. В скобите е показан порядъкът на приложената лагова корелация. Критичните стойности за D-F (7) са при 10%: -3.24; 5%: -3.6; 2.5%: - 3.95; 1% :-4.38.

Резултатите от коинтеграционните тестове, базирани на оценка с метода на най-малките квадрати на линейната регресия между инфлацията и

реалния паричен баланс са представени в табл. 3. Стойностите на теста на Дики-Фулър показват, че нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция се отхвърля за целия изследван период и за периода 1995,1 -1996,12. От приведените в таблицата стойности на теста на Дърбин-Уотсън за тези периоди може да се направи изводът, че регресионните остатъци са стационарни и следователно има коинтеграция между инфлацията и реалния паричен баланс.¹¹ Подобни изводи могат да се направят и от стойностите на апостериорната вероятност за нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция, която не превишава 0.5. Апостериорната вероятност на нулевата хипотеза при критерия на Скотман-Дик е изчислявана за $\alpha = 0.01$.¹² Ниската стойност на критерия на Дърбин-Уотсън за периода 1991,1- 1992,12 не отхвърля нулевата хипотеза. Подобен извод може да се направи и от стойностите на тестовете на Дики-Фулър и Скотман-Дик за периода.

Таблица 3

Регресионни оценки и тестове за коинтеграция

Периоди	α	R^2	D-F	D-W	S-D
1991,1-1992,12	-1.41	0.58	-1.27	0.10	0.23
1993,1-1994,12	-2.21	0.57	-2.68	0.69	0.12
1995,1-1996,12	-1.37	0.62	-3.57	1.91	0.46
1991,1-1996,12	-1.65	0.48	-4.76	0.48	0.48

Забележка. Тестът на Дики-Фулър и алгоритъмът на Скотман-Дик са изчислявани на основата на проверката за единичен корен в $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$ и $H_0: \rho = 1$. Тестът на Дики-Фулър е изчисляван при лаг от седем години.

Класическите статистически критерии и критериите, определяни на основата на бейзиански подход, дават идентични резултати за тези периоди. За периода 1993,1-1994,12 резултатите от тестовете не са еднопосочни: стойността на теста на Дики-Фулър не отхвърля нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция, докато от стойността на другите два теста може да се направи извод, че има такава. Получените резултати, разбира се, трябва да бъдат използвани внимателно, доколкото данните в известен смисъл са неточни. Някои от използваните параметри, определящи инфлацията, не са директно наблюдавани и не може да се има доверие дори на приблизителните им стойности.

Хиперинфлационният модел е изследван за германската хиперинфлация в междувоенния период и този след Втората световна война и в по-малка степен, за Югославия и епизодите с висока инфлация за страни в Латинска Америка. Сравнение на резултатите от оценката по страни и инфлационни характеристики са представени в табл. 4.

¹¹ Нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция се отхвърля при стойности на критерия на Дърбин-Уотсън, превишаващи 0.386. Вж. *Engle R.F., C.W.J. Granger. Cointegration and Error Correction ...*, p. 268.

¹² Вж. *Schotman, P., H. K. van Dijk. A Bayesian Analysis ...*, p. 204.

Таблица 4

Сравнение на резултатите по страни

Страни	Период	Оценка на α	Средномесечен темп на инфлация	Средна еластичност
Югославия	1980-1989	-21.96	7.34	-1.61
Австрия	1921-1922	-3.77	47	-1.77
Германия	1920-1923	-0.43	322	-1.39
Унгария	1922-1924	-8.29	46	-3.81
Полша	1922-1923	-3.44	81	-2.78
Аржентина	1971-1989	-12.86	10.3	-1.3
Боливия	1972-1987	-7.39	6.58	-0.48
Бразилия	1971-1986	-11.25	4.67	-0.52
Чили	1971-1985	-15.87	5.44	-0.91
Перу	1971-1989	-11.77	6.30	-0.74
Тайван	1945-1949	-4.68	21.79	-1.02

Източник. *Frenkel, J., M. Taylor. Money Demand and Inflation in Yugoslavia, 1980 - 1989. - Journal of Macroeconomics, 1993, N 15, p. 466.*

В преобладаващия брой случаи е установена валидността на хиперинфлационния модел. Очертаващото се становище при по-голяма част от анализите е, че влиянието на структурните фактори върху инфлационното равнище при страните в преход е неправдоподобно. Честите и резки изменения в потребителските цени биха могли да се свържат с очакванията на участниците в пазара и да се обяснят по-скоро със спекулативни, отколкото с действителни монетарни шокове независимо от изявявания стремеж на управленските органи да извършат структурна реформа.¹³ Ако това е така, може да се очаква процесът на дезинфлация да бъде труден и скъп, което ще резултира в по-високо инфлационно равнище.

Резултатите от оценката на инфлационния модел на Каган за периода 1995,1-1996,12 с техниката на инструменталните променливи и съвместната оценка на уравнението на паричното търсене и авторегресионния модел на паричното предлагане са представени в табл. 5.

Таблица 5

Оценка на модела на паричното търсене за 1995,1 - 1996,12

Инструменти	Коефициент α	D-W	t -критерий
1. Първите и втори разлики на m_t	-1.0786 (0.7934)	2.068	-10.9149
2. Първите и втори разлики на m_t и p_t	-1.1809 (0.3144)	1.979	-13.2134
Съвместна оценка на параметрите на уравненията на паричното търсене и предлагане	-0.8062	0.12	-1.7486

Забележка. В скобите е записано стандартното отклонение.

¹³ Вж. например: *Cottarelli, C., M. Griffiths, R. Moghadan. The Nonmonetary Determinants of Inflation: A Panel Data Study. IMF Working Paper, March 1998.*

Няколко извода могат да бъдат направени от резултатите от изследванията. Наблюдаваните автокорелации в редовете на логаритъма на инфлацията и на реалния паричен баланс са съвместими с модела за случайното блуждаене. Получените от тестовете коинтеграционни резултати в по-голямата си част са еднопосочни. Стандартните статистически тестове на Дърбин-Уотсън и Дики-Фулър и получените стойности на апостериорната вероятност на нулевата хипотеза, изчислени по алгоритъма на Скотман и Дик, показват, че съществува коинтеграция между логаритъма на инфлацията и реалния паричен баланс за периода след 1995 г. Моделът на Каган за паричното търсене и хиперинфлацията може да се използва за анализ на инфлационните процеси в България. Иконометричните резултати от оценката на инфлационния модел показват устойчивост на спецификацията от гледна точка на значимостта и ефективността на оценката на коефициентите.

ПАРИЧНО ТЪРСЕНЕ И ИНФЛАЦИЯ ПРЕЗ ПРЕХОДНИЯ ПЕРИОД

Мария Гарвалова

(Резюме)

Изследвана е възможността наблюдаваните отклонения на паричното търсене и измененията в цените да бъдат обяснени с инфлационния модел на рационалните очаквания на Каган в специфичния случай на преходна икономика. Изследвани са временните редове на месечните данни за периода от януари 1991 г. до декември 1996 г. Проверена е валидността на модела на основата на иконометрична техника, независеща от предположенията относно формирането на очакванията. Нулевата хипотеза за отсъствие на коинтеграция може да бъде отхвърлена за периода от януари 1995 г. до декември 1996 г., потвърждавайки валидността на модела на Каган. Лаговете на темпа на изменение на паричната маса и инфлационния темп са използвани за оценка на модела с техниката на инструменталните променливи.

MONEY DEMAND AND INFLATION IN TRANSITION ECONOMY

Maria Garvalova

(Summary)

We investigate the possibility that the observed deviations of the money demand and of the price changes can be explained by the rational expectations Cagan's inflation model in the specific case of the transition economy in Bulgaria. We examine the time series properties of the monthly data for the period from January 1991 to December 1996. The validity of Cagan's inflation model is tested using an econometric technique independent of the assumptions concerning expectations formation. We are able to reject the null hypothesis of no co-integration confirming validity of the model for the sub-period from January 1995 to December 1996. Both lagged rates of money growth and lagged inflation rates are used for instrumental variables estimation of the rational expectations model.