

**Макроекономіка**Афсін САХІН,
Ілмаз АКДІ**КОНВЕРГЕНЦІЯ ІНФЛЯЦІЙНИХ ІНДЕКСІВ
(НА ПРИКЛАДІ ТУРЕЧЧИНИ)****Резюме**

Здійснено спробу дослідити, чи значення індексу споживчих цін (ІСЦ), його головних складових – субіндексів цін (на житло, продукти харчування, одяг, меблі, послуг сфери охорони здоров'я, транспорту, культури) та індексу оптових цін (ІОЦ) сходяться протягом періоду з січня 1988 р. до жовтня 2007 р. Виявлено, що всі пари сходяться згідно з даними, отриманими від підрозділів АФР (Азіатського фонду розвитку) та комітету з фінансування і розвитку інфраструктури (НАТО) за ознакою сходження Коші. Результати тесту KPSS також не відкидають нульову гіпотезу про стаціонарність величин за винятком пар індексів ІСЦ-житло та одяг-житло.

Ключові слова

Конвергенція, інфляція.

Класифікація за JEL: E31, C01.

© Афсін Сахін, Ілмаз Акді, 2009.

Сахін Афсін, кафедра економіки, Сельджук Університет, Коня, Туреччина.
Акді Ілмаз, кафедра статистики, Університет Анкари, Тангодан, Туреччина.

1. Вступ

У цій статті здійснено спробу перевірити гіпотезу про конвергенцію різних індексів цін у Туреччині протягом січня 1988 – жовтня 2007. Ми проаналізували рівень інфляції в Туреччині, оскільки вона є однією з важливих країн-кандидатів, що намагаються інтегрувати свою економіку в Європейський Союз. Окрім того, наводяться факти щодо історичних аспектів інфляції. Наприклад, у Туреччині з 1980 до 2001 року спостерігалась висока та стабільна інфляція, яка часто має місце у країнах, що розвиваються. Хоча загальні очікування були такими, що Туреччина увійде в період «невеликого піднесення після потужного падіння», проте спостерігався період, який називають переходом від високих темпів інфляції до низьких протягом 2002–2007 рр. У межах останнього періоду проводилась контраверсійна економічна політика для стабілізації цін. Згідно з національною програмою та інфляційними очікуваннями Центрального банку, прогнозується входження до періоду низької інфляції та конвергенції на рівні країн-членів ЄС після 2010 р.

За часи становлення ринкової економіки Туреччина пережила валютну кризу в квітні 1994 р., листопаді 2000 р., лютому 2001 р. [17]. Загалом економічна криза виникла як наслідок дефіциту прибутків. Протягом кризових періодів було затверджено кілька економічних програм для стабілізації рівня інфляції.

Остання програма зі стабілізації інфляції полягала в цільовому інфляційному режимі для визначення контрольних економічних орієнтирів. Центральний Банк Республіки Туреччина протягом останніх років визначає рівень споживчої інфляції. Таким чином, аналіз поведінки субіндексів ІСЦ був доволі важливим. Саме з цією метою ми використали тести конвергенції для дослідження можливих зв'язків між різними парами інфляційних субіндексів.

У літературі наведено декілька досліджень, у яких вивчаються взаємозв'язки конвергенції між країнами, згідно з [2, 6, 13, 10, 11]. Зокрема, для Туреччини Ілкмазкудей [15] не знаходить доказів конвергенції в передінфляційному цільовому режимі, проте знаходить чіткі докази абсолютної конвергенції серед двосторонніх пар регіонів у період постінфляційного режиму. Окрім того, деякі праці досліджують випадки за відповідними даними з розбивкою по позиціях. Наприклад, Брине та Фісс [5] стверджують, що якщо сукупні національні темпи інфляції розходяться, то деталізовані темпи інфляції сходяться.

Наступна частина роботи побудована таким чином: частина II презентує характеристику даних та пропонує модель, використану в статті; частина III містить емпіричні докази.

2. Дані та методологія

2.1. Дані

У цій статті індекс споживчих цін ($X_1 = \text{ICЦ}, 1987 = 100$) та його сім субіндексів: продукти харчування (X_2), одяг (X_3), меблі (X_4), послуги з охорони здоров'я (X_5), послуги транспорту (X_6), послуги у сфері культури (X_7), житло (X_8) та Індекс Оптових Цін ($X_9 = \text{IOЦ}, 1987 = 100$) використовуються для перевірки нульової гіпотези про конвергенцію та сталість інфляційних пар на основі даних Турецького Статистичного Інституту. Індекс X_{11} було вилучено, використовуючи історичний та адитивний методи. Дані наведено з місячною періодичністю та першими логарифмічними різницями цінових індексів. Рис. 1 представляє річну динаміку інфляційних пар.

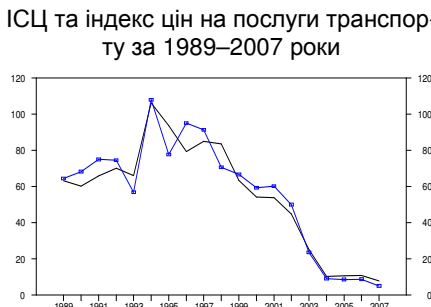
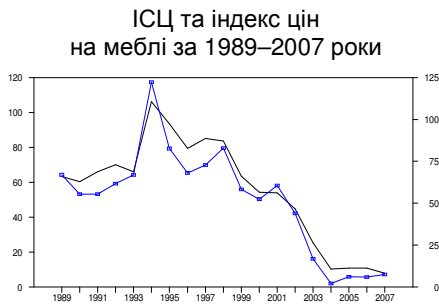
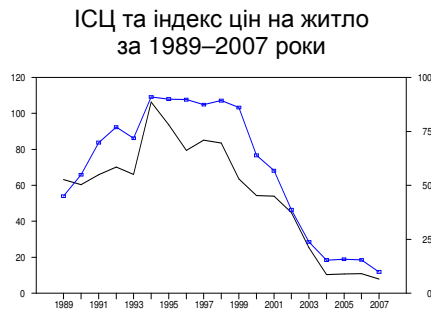
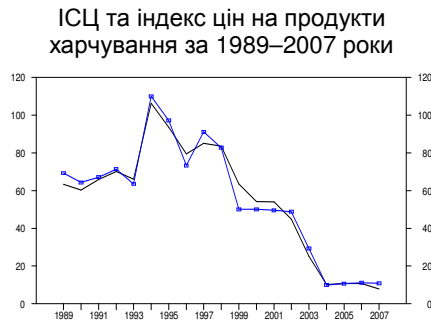
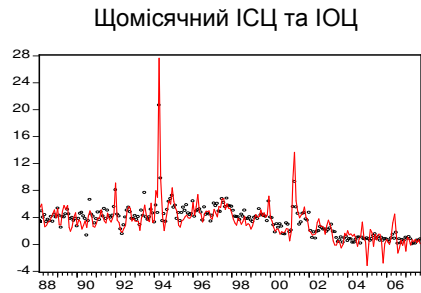
2.2. Методологія

Зазвичай, єдині комплексні тестові завдання включають: тест Діккі-Фуллера (ADF), узагальнений метод найменших квадратів (GLS), GLS з включеним трендом Діккі-Фуллера (DFGLS), тести Філіпса-Перрона (PP), Квятковського (KPSS), Еліота, Ротенберга і Штока (ERS). оптимальної точки та чистого приросту Перрона (NP). За ознакою сходження Коші найважливішим є виявлення того, чи дві змінні перебувають у процесі сходження, оскільки розрив між ними залежить від початкових умов. Коливання сталих у часі пар є необхідними, проте тимчасовими. До моменту існування ефект від коливання розсіюватиметься, а пари повертатимуться до їх довготривалого середнього рівня. Довготривалі прогнози щодо сталих пар сходяться до безумовного середнього даних пар. Стаціонарні в часі пари показують, що середня реверсія є обмеженою та незалежною від часу дисперсією, а її корелограма повільно спадає, тоді як величина розриву – зростає. Змінні в часі сталі пари мають залежну від часу дисперсію, яка прямує до безкінечності.

Відповідно до [6], ми перевіряємо гіпотезу про конвергенцію, застосовуючи ADF та PP згідно ознаки сходження Коші. Виходячи з гіпотези про конвергенцію, ми також перевіряємо стаціонарність за допомогою KPSS.

Рисунок 1.

ІСЦ, Субкатегорії, та ІОЦ 1988–2007 Seasonally Adjusted (жирні лінії ІСЦ).



Нехай Φ_t та Ψ_t означають динаміку ІСЦ та ІОЦ:

$$\{\Phi_t\} = \left[\frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1})}{P_{i,t-1}} \cdot 100 \right] \quad (1)$$

$$\{\Psi_t\} = \left[\frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1})}{P_{i,t-1}} \cdot 100 \right] \quad (2)$$

Порівняння ІСЦ_t та ІОЦ_t визначається як різниця темпів інфляції (3):

$$\{\Omega_t\} = \Phi_t - \Psi_t \quad (3)$$

Для перевірки гіпотез про конвергенцію та стаціонарність ми застосуємо одновимірний критерій.

Якщо $\{\Omega_t\}$ – це послідовність, де A – її межа, ми можемо записати:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \{\Omega_t\} = A \quad (4)$$

або, конкретизуючи (4), очікування стануть раціональними:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E((\Phi_t - \Psi_t) | I) = A \quad (5)$$

Позначення I означає доступну інформацію перед утворенням очікувань для майбутнього значення змінної. Згідно з [4] та [6], ми називаємо рівняння (5) випадком абсолютної конвергенції, якщо $A = 0$. Згідно з [7], ми називаємо це умовною конвергенцією, якщо (5) відмінне від нуля.

Границя послідовності, якщо вона існує – унікальна й обмежена. Нехай $\{\Omega_t^i\}$, $\{\Omega_t^j\}$ та $\{b_t\}$ і будуть такими послідовностями для $\forall t \in N$:

$$\Omega_t^i \leq b_t \leq \Omega_t^j \quad (6)$$

Якщо $\{\Omega_t^i\}$ і $\{\Omega_t^j\}$ обидва зводяться до A , тоді $\{b_t\}$ також зводиться до A .

Нехай $\{\Omega_t\}$ буде послідовністю реальних даних для $t = 0, 1, \dots$. Нескінченні ряди функцій $\sum_{t=0}^{\infty} \Omega_t x^t$ називаються степеневими рядами x із центром у нульовій точці. Також, якщо степеневі ряди, зокрема такі як $\sum \Omega_t x^t$, зводяться до значення $x = x_0$, то вони абсолютно сходяться для всіх x , задовольняючи нерівність $|x| < |x_0|$. У випадку розбіжності має місце наступна теорема: якщо $\sum \Omega_t x^t$ відхиляється від значення $x = x_0$, тоді воно відхиляється для всіх x , задовольняючи нерівність $|x| > |x_0|$.

Можливим є застосування авторегресійного процесу для моделювання результатів конвергенції. Згідно з Бурнетті та ін. (2007), у цій статті моделюється конвергенція як $AR(p)$ у відкоригованій формі (7), де $\hat{\lambda} = A(1-k)$ і $0 < k < 1$.

$$\Delta\Omega_t = \hat{\lambda} + (k-1)\Omega_{t-1} + \hat{\lambda}_1\Delta\Omega_{t-1} + \hat{\lambda}_{p-1}\Delta\Omega_{t-p+1} + \zeta_t, \quad (7)$$

Для моделювання авторегресійного процесу дані повинні бути стаціонарними. Авторегресійні моделі є одновимірними моделями, у яких $\hat{\lambda}$ – це значення $\Delta\Omega_t$, а ζ_t – це білий шум ($0, \sigma^2$). ζ_t також виражається як подвоєння різниці нововведення. Коли ж дані стаціонарні, тоді $E(\Omega_t) = E(\Omega_{t-1}) = \hat{\lambda}$, отже її значення буде постійним. Також дисперсія даних повинна бути сталою за сталих умов. Ознака сходження Коші використовується для визначення того, чи k дорівнює 1.

Відповідно до [8] та [9], ми можемо стверджувати, що ІСЦ та ІОЦ зішлись, якщо інфляційний диференціал ($\Delta\Omega_t$) є стаціонарним процесом з строго позитивною та обмеженою довготривалою змінною. Ми також застосували тест KPSS, запропонований Квіятковським [12], для визначення стаціонарності. На додаток до тестів конвергенції ми включили фіктивні змінні за періоди економічних криз: квітень 1994 р., листопад 2000 р., лютий 2001 р., як це показано в рівнянні 8.

$$\Delta\Omega_t = \hat{\lambda} + \gamma\Omega_{t-1} + d94 + d00 + d01 + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta\Omega_{t-i} + \zeta_t \quad (8)$$

3. Емпіричні докази

Графіки динаміки всіх пар інфляційних індексів, пов'язаних з ІСЦ, наведено на рис. 1. Як видно з рисунку, всі інфляції складові ІСЦ сходяться із загальним індексом інфляції (ІЦІ). Окрім того, ІСЦ змінюється разом з ІОЦ. У контексті дослідження має велике значення, сходяться ці пари, чи ні. Саме для перевірки сходження нами були використані тести ADF та PP. Результати тесту ADF щодо контрасту інфляції представлені у графі А таблиці 1. Розриви в регресії ADF були визначені згідно з інформаційним критерієм Акайке. У графі В таблиці 1 представлено результати PP-тесту. Для періоду з січня 1988 р. до жовтня 2007 р. ми відкидаємо 1% значення для всіх пар згідно з ADF та PP тестів. Обидва тести дають паралельні результати. ADF-тест теж застосовувався із використанням фіктивних даних за квітень 1994 р., листопад 2000 р., лютий 2001 р. Ми також визначали за допомогою KPSS-тесту, чи всі ці пари є стаціонарними. Майже всі пари індексів дають паралельні результати за ADF та PP, за винятком пар ІСЦ – індекс цін на житло та індекс цін на одяг-індекс цін на житло. Статистичні результати тестів ADF (2), включаючи фіктивні змінні, представлені у графі D таблиці 1.

Оцінюючи нерівність (8), ми також відкидаємо гіпотезу нульової конвергенції.

Ми забезпечили докази щодо властивості сходження ІСЦ та його семи субіндексів, а також темпів інфляції за ІОЦ. Ми використали одновимірну ознаку сходження Коші та тести стаціонарності для доказу того, що конвергенція мала місце в період з січня 1988 р. до жовтня 2007 р.

З емпіричних результатів отримані важливі економічні висновки: (а) результати є паралельними, згідно з [3], які стверджують, що віддача від рівня інфляції до відносної зміни цін є позитивною; (б) результати підтверджують дослідження Акді та Сахіна [1], які показують взаємну інтеграцію у поведінці між різними ціновими індексами; (с) результати тесту KPSS заперечують нульову гіпотезу сталості пар ІСЦ – житла та одягу-житла. Це все є доволі цікавим та важливим та пов'язане з твердженнями Сахіна [14] про те, що рівні інфляційної стійкості є доволі високими для житлового сектору та сектору одягу Туреччини, що й призводить до диспропорцій в економіці; (д) ми також можемо стверджувати, з результатів дій центрального банку, який вів політику цільового інфляційного режиму, що він допоміг стабілізувати більшість субскладових інфляції ІСЦ.

Таблиця 1.

Результати перевірки конвергенції

	A	B	C	D		A	B	C	D
Пари	ADF (1)	PP	KPSS	ADF (2)	Пари	ADF (1)	PP	KPSS	ADF (2)
X1-X2	-8.644	-12.519	0.098	-8.855	X3-X7	-16.361	-16.367	0.097	-16.216
X1-X3	-5.033	-13.612	0.415	-4.950	X3-X8	-3.922	-11.015	0.521	-3.779
X1-X4	-16.447	-16.376	0.160	-16.550	X3-X9	-10.044	-12.043	0.374	-11.894
X1-X5	-17.006	-17.111	0.360	-17.092	X4-X5	-4.341	-17.792	0.112	-4.319
X1-X6	-9.052	-14.959	0.140	-9.277	X4-X6	-11.621	-14.763	0.038	-12.533
X1-X7	-17.645	-18.256	0.111	-17.677	X4-X7	-16.707	-16.759	0.055	-16.599
X1-X8	-3.890	-9.927	0.528	-4.584	X4-X8	-8.160	-12.987	0.386	-8.244
X1-X9	-9.422	-10.577	0.114	-10.846	X4-X9	-10.073	-14.419	0.332	-10.812
X2-X3	-9.440	-13.929	0.273	-9.672	X5-X6	-9.124	-16.201	0.097	-9.122
X2-X4	-8.295	-15.722	0.112	-8.015	X5-X7	-17.129	-17.312	0.080	-17.012
X2-X5	-15.170	-15.183	0.231	-15.571	X5-X8	-16.476	-16.434	0.964	-16.407
X2-X6	-8.715	-12.930	0.098	-8.753	X5-X9	-14.528	-14.518	0.377	-15.580
X2-X7	-16.582	-16.763	0.103	-16.839	X6-X7	-10.298	-17.315	0.080	-10.713
X2-X8	-8.426	-10.791	0.438	-9.095	X6-X8	-6.611	-12.569	0.362	-7.896
X2-X9	-9.026	-12.205	0.096	-9.150	X6-X9	-12.202	-13.485	0.234	-12.040
X3-X4	-14.185	-14.195	0.120	-13.766	X7-X8	-17.164	-17.164	0.429	-17.102
X3-X5	-5.764	-15.605	0.061	-5.768	X7-X9	-15.313	-15.316	0.137	-16.160
X3-X6	-9.297	-14.011	0.065	-9.720	X8-X9	-7.920	-9.108	0.162	-10.541

Література

1. Akdi, Y. – Sahin, A., «The Relationships between Price Received by the Farmers, Aggregate Price Indices and the Exchange Rate», *Economics, Management and Finance*, Vol. 21, No. 252: 116–126.
2. Beck, G.W., – Hubrich, K. – Massimiliano, M. (2006), «Regional Inflation Dynamics within and across Euro Area Countries and a Comparison with the US», *European Central Bank Working Paper*, No. 681, October: 1–59.
3. Berument, H. – Sahin, A. – Saracoglu, B., (2008), «The Choice of Monetary Policy Tool and Relative Price Variability: Evidence from Turkey», mimeo.
4. Bernard, A. B. – Durlauf S. N. (1995), «Convergence in International Output», *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, No. 2, April: 97–108.
5. Bryne, J. P. – Norbert F. (2007), «Euro Area Inflation: Aggregation Bias and Convergence», *Department of Economics, University of Glasgow, Working Paper No. 41*, October: 1-33, available at: http://www.gla.ac.uk/media/media_49319_en.pdf.
6. Busetti, F. – Forni, L. – Harvey, A. – Venditti, F. (2007), «Inflation Convergence and Divergence within the European Monetary Union», *International Journal of Central Banking*, Vol. 3, No. 2 June: 95–121
7. Durlauf, S. – Quah, D. (1999), «The New Empirics of Economic Growth», in J.B. Taylor and M. Woodford (Eds.) *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Ch. 4, Amsterdam: Elsevier Science: 235–308.
8. Harvey, A. C. – Carvalho, V. (2002), «Models for Converging Economies», *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 216: 1–33. available at: <http://www.econ.cam.ac.uk/dae/repec/cam/pdf/wp0216.pdf>.
9. Harvey, A. C. – Bates, D. (2003), «Multivariate Unit Root Tests and Testing for Convergence», *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0301, University of Cambridge.
10. Holmes, M. J. (2002), «Panel Data Evidence on Inflation Convergence in the European Union», *Applied Economics Letters*, Vol. 9, No. 3: 155–158.
11. Honohan, P. – Lane, P.R. (2003), «Divergent Inflation Rates in EMU», *Economic Policy*, Vol. 18, No. 37: 357–394.
12. Kwiatkowski, D. – Phillips, P.C.B – Schmidt, P. – Shin, Y. (1992), «Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?», *Journal of Econometrics*, Vol. 54: 159–178.
13. Mentz, M. – Sebastian, S. P. (2003), «Inflation Convergence after the Introduction of the Euro», *Center for Financial Studies Working Paper*, No. 2003/30.

14. Sahin, A. (2008), *Sectoral Inflation Persistency Analysis on CPI and WPI in Turkey*, Selcuk University, Department of Economics, Unpublished Doctor of Philosophy in Economics Dissertation Thesis.
15. Yilmazkuday, H. (2007), «Inflation Targeting and Convergence within Turkey», *Social Science Research Network*, October: 1–27, available at:
16. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1021281.
17. Yilmazkuday, H. and Akay. H. (2008), «An Analysis of the Turkish Economy Under Regime Shifts», *Economic Modelling*, (article in press).

Стаття надійшла до редакції 3 лютого 2009 р.