



Макроэкономика

Афсин САХИН,
Илмаз АКДИ

**КОНВЕРГЕНЦИЯ
ИНФЛЯЦИОННЫХ ИНДЕКСОВ
(НА ПРИМЕРЕ ТУРЦИИ)**

Резюме

Предпринята попытка исследовать, совпадают ли значения индекса потребительских цен (ИПЦ), его главных составляющих – субиндексов цен (на жилье, продукты питания, одежду, мебель, услуги сферы здравоохранения, транспорта, культуры) и индекса оптовых цен (ИОЦ) в течение периода с января 1988 г. до октября 2007 г. Онаружено, что все пары совпадают, согласно данным, полученным от подразделений АФР (Азиатского фонда развития) и комитета по финансированию и развитию инфраструктуры (НАТО), по признаку сходства Коши. Результаты теста KPSS также не отбрасывают нулевую гипотезу о стационарности величин, за исключением пар индексов ИПЦ–жилье и одежда–жилье.

Ключевые слова

Конвергенция, инфляция.

© Афсин Сахин, Илмаз Акди, 2009.

Сахин Афсин, кафедра экономики, Сельджук Университет, Коня, Турция.
Акди Илмаз, кафедра статистики, Университет Анкары, Тангодан, Турция.

Классификация по JEL: E31, C01.

1. Введение

В этой статье мы попытались проверить гипотезу о конвергенции разных индексов цен в Турции в течение января 1988 – октября 2007 г. Для этого был проанализирован уровень инфляции в Турции, являющейся одной из главнейших стран-кандидатов, которые пытаются интегрировать свою экономику в Европейский Союз. Кроме того, приводятся факты по историческим аспектам инфляции. Например, в Турции с 1980 по 2001 год наблюдалась высокая и стабильная инфляция, часто имеющая место в развивающихся странах. Хотя ожидалось, что Турция войдет в период «небольшого подъема после мощного падения», однако наблюдался период, который называют переходом от высоких темпов инфляции к низким в течение 2002–2007 гг. В пределах последнего периода проводилась контраверсионная экономическая политика для стабилизации цен. Согласно национальной программе и инфляционным ожиданиям Центрального банка, прогнозируется вхождение в период низкой инфляции и конвергенции на уровне стран-членов ЕС после 2010 г.

Во время становления рыночной экономики Турция пережила валютный кризис в апреле 1994 г., ноябре 2000, феврале 2001 г. [17]. Вообще экономический кризис возник как следствие дефицита прибыли. В течение кризисных периодов было утверждено несколько экономических программ для стабилизации уровня инфляции.

Последняя программа по стабилизации инфляции заключалась в целевом инфляционном режиме для определения контрольных экономических ориентиров. Центральный Банк Республики Турция в течение последних лет определяет уровень потребительской инфляции. Таким образом, анализ поведения субиндексов ИПЦ был достаточно важным. Именно с этой целью мы использовали тесты конвергенции для исследования возможных связей между различными парами инфляционных субиндексов.

В литературе приведено несколько исследований, в которых изучаются взаимосвязи конвергенции между странами согласно [6], [13], [10], [11], [2]. В частности, для Турции Илкмазкудей [15] находит доказательства конвергенции в передынфляционном целевом режиме, однако находит четкие доказательства абсолютной конвергенции среди двусторонних пар регионов в период постинфляционного режима. Кроме того, некоторые работы исследуют случаи согласно соответствующим данным с разбивкой по позициям. Например, Брине и Фисс [5] утверждают, что если совокупные национальные темпы инфляции расходятся, то детализированные темпы инфляции сходятся.

Следующая часть работы построена таким образом: часть II представляет характеристику данных и предлагает модель, использованную в статье; часть III содержит эмпирические доказательства.

2. Данные и методология

2.1. Данные

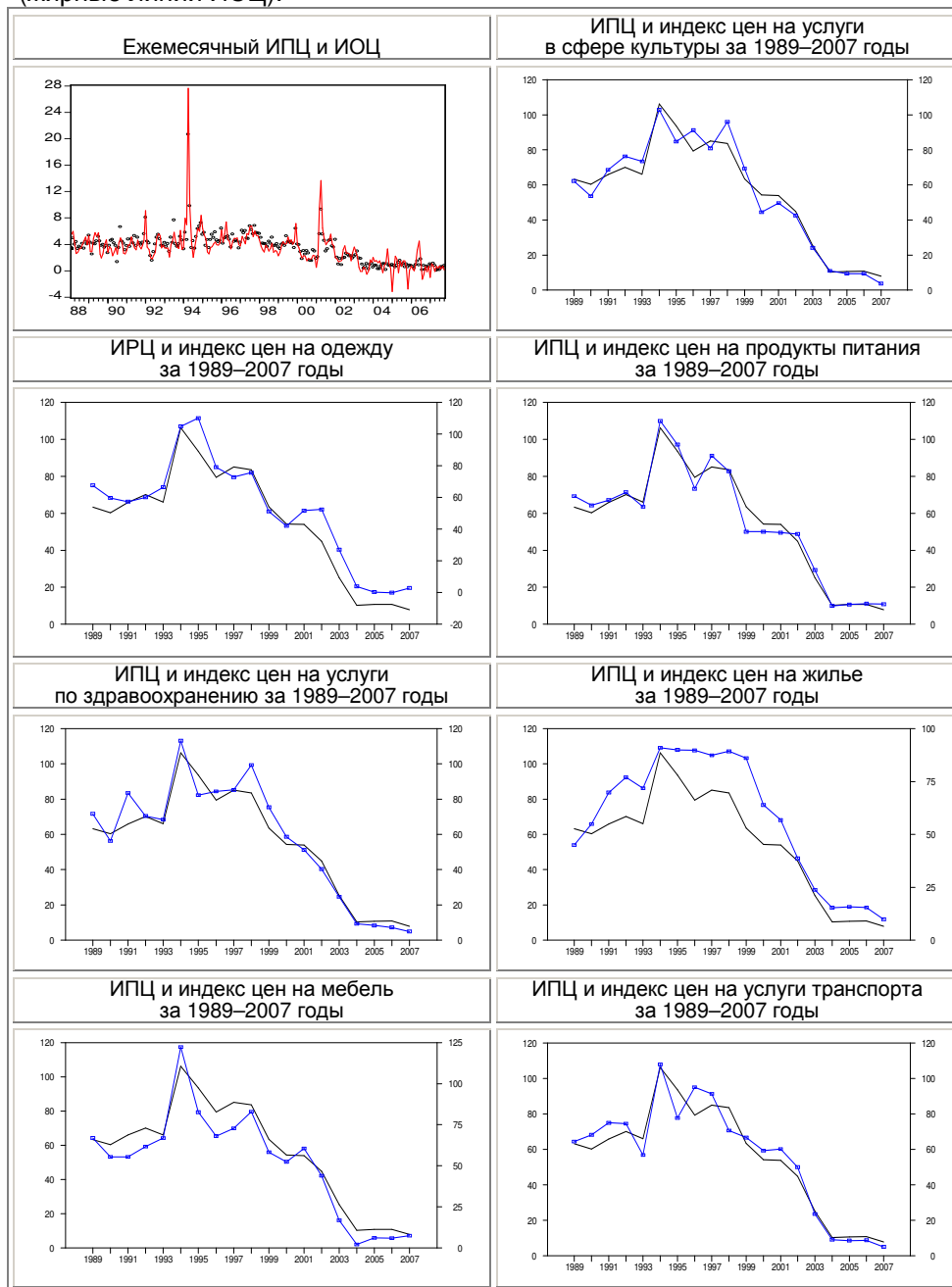
В этой статье Индекс Потребительских Цен (X_1 = ИПЦ, 1987 = 100) и его семь субиндексов: продукты питания (X_2), одежда (X_3), мебель (X_4), услуги по здравоохранению (X_5), услуги транспорта (X_6), услуги в сфере культуры (X_7), жилье (X_8) и Индекс Оптовых Цен (X_9 = ИОЦ, 1987 = 100) используются для проверки нулевой гипотезы о конвергенции и устойчивости инфляционных пар на основе данных Турецкого Статистического Института. Индекс X_{11} был изъят вследствие применения исторического и аддитивного методов. Данные приведены с месячной периодичностью и первыми логарифмическими различиями ценовых индексов. Рисунок 1 представляет годовую динамику инфляционных пар.

2.2. Методология

Обычно единые комплексные тестовые задачи включают: тест Дикки-Фуллера (ADF), обобщенный метод наименьших квадратов (GLS), GLS с исключенным трендом Дикки-Фуллера (DFGLS), тесты Филлипса-Перрона (PP), Квятковского (KPSS), Элиота, Ротенберга и Штока (ERS), оптимальные точки и чистый прирост Перрона (NP). По признаку восхождения Коши наиболее важным является определение того, находятся ли две переменные в процессе восхождения, поскольку разрыв между ними зависит от начальных условий. Колебания устойчивых во времени пар являются необходимыми, однако временными. К моменту существования эффект от колебания будет рассеиваться, а пары будут возвращаться к их продолжительному среднему уровню. Продолжительные прогнозы относительно устойчивых пар совпадают с безусловным средним данных пар. Стационарные во времени пары показывают, что средняя реверсия является ограничительной и независимой от времени дисперсией, а ее коррелограмма медленно спадает, в то время как величина разрыва – возрастает. Переменные во времени устойчивые пары имеют зависимую от времени дисперсию, направленную в бесконечность.

Рисунок 1.

ИПЦ, суб-категории, и ИОЦ 1988–2007 Seasonally Adjusted
 (жирные линии ИСЦ).



В соответствии с [6], мы проверяем гипотезу о конвергенции, применяя ADF и PP согласно признакам восхождения Коши. Исходя из гипотезы о конвергенции, мы также проверяем стационарность при помощи KPSS.

Пусть Φ_t и Ψ_t означают динамику ИПЦ и ИОЦ:

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

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

Сравнение ИПЦ_t и ИОЦ_t определяется как разница темпов инфляции (3):

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

Для проверки гипотез о конвергенции и стационарности мы привлекаем одномерный критерий.

Если $\{\Omega_t\}$ – это последовательность, где A – ее граница, мы можем записать:

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

или, конкретизируя (4), ожидания станут рациональными:

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

Обозначение I означает доступную информацию перед образованием ожиданий для будущего значения переменной. Согласно [4] и [6], мы называем уравнение (5) случаем абсолютной конвергенции, если $A = 0$. Согласно с [7], мы называем это условной конвергенцией, если (5) отлично от нуля.

Граница последовательности, если она существует, – уникальна и ограничена. Пусть $\{\Omega_t^i\}$, $\{\Omega_t^j\}$ и $\{b_t\}$ будут такими последовательностями для $\forall t \in N$:

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

Если $\{\Omega_t^i\}$ и $\{\Omega_t^j\}$ оба сводятся к A , тогда $\{b_t\}$ также сводится к A .

Пусть $\{\Omega_t\}$ будет последовательностью реальных данных для $t = 0, 1, \dots$. Бесконечные ряды функций $\sum_{t=0}^{\infty} \Omega_t x^t$ называются рядами степени x с центром в нулевой точке. Также, если ряды степени, в частности та-

кие как $\sum \Omega_t x^t$, сводятся к значению $x = x_0$, то они абсолютно совпадают для всех x , удовлетворяя неравенство $|x| < |x_0|$. В случае расхождения имеет место следующая теорема: если $\sum \Omega_t x^t$ отклоняется от значения $x = x_0$, тогда оно отклоняется для всех x , удовлетворяя неравенство $|x| > |x_0|$.

Возможным является применение авторегрессионного процесса для моделирования результатов конвергенции. Согласно Бурнетти и др. (2007), в этой статье моделируется конвергенция как $AR(p)$ в откорректированной форме (7), где $\hat{\lambda} = A(1-k)$ и $0 < k < 1$.

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

Для моделирования авторегрессионного процесса данные должны быть стационарными. Авто регрессионные модели являются одномерными моделями, в которых $\hat{\lambda}$ – это значение $\Delta\Omega_t$, а ζ_t – это белый шум $(0, \sigma^2)$. ζ_t также выражается как удвоение разницы нововведения. Когда же данные стационарны, тогда $E(\Omega_t) = E(\Omega_{t-1}) = \hat{\lambda}$, значит, ее значение будет постоянным. Также дисперсия данных должна быть постоянной при неизменных условиях. Признаки восхождения Коши используется для определения того, является ли k равным 1.

В соответствии с [8] и [9], мы можем утверждать, что ИПЦ та ИОЦ совпали, если инфляционный дифференциал ($\Delta\Omega_t$) является стационарным процессом со строго положительной и ограничительной продолжительной переменной. Мы также применяли тест KPSS, предложенный Квятковским [12], для определения стационарности. В дополнение к тестам конвергенции, мы включили фиктивные переменные за периоды экономических кризисов: апрель 1994, ноябрь 2000, февраль 2001, как это показано в уравнении 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. Эмпирические доказательства

Графики динамики всех пар инфляционных индексов, связанных с ИПЦ, приведены на рисунке 1. Как видим из рисунка, все инфляционные составляющие ИПЦ совпадают с общим индексом инфляции (ИСЦ).

Кроме того, ИПЦ изменяется вместе с ИОЦ. В контексте исследования имеет большое значение, совпадают эти пары или не совпадают. Именно для проверки восхождения нами были использованы тесты ADF и PP. Результаты теста ADF относительно контраста инфляции представлены в графе А таблицы 1. Разрывы в регрессии ADF были определены согласно информационному критерию Акайке. В графе в таблице 1 представлены результаты PP-теста. Для периода с января 1988 до октября 2007 года мы отбрасываем 1% значения для всех пар согласно ADF и PP тестам. Оба теста дают параллельные результаты. ADF-тест также применяется с использованием фиктивных данных за апрель 1994, ноябрь 2000, февраль 2001. Мы также определяли с помощью KPSS-теста, все ли эти пары являются стационарными. Почти все пары индексов дают параллельные результаты по ADF и PP, за исключением пар ИПЦ – индекс цен на жилье и индекс цен на одежду – индекс цен на жилье. Статистические результаты тестов ADF (2), включая фиктивные переменные, представлены в графе D таблицы 1. Оценивая неравенство (8), мы также отбрасываем гипотезу нулевой конвергенции.

Мы обеспечили доказательства относительно свойства восхождения ИПЦ и его семи субиндексов, а также темпов инфляции по ИОЦ. Мы использовали одномерный признак восхождения Коши и тесты стационарности для доказательства того, что конвергенция имела место в период с января 1988 г. до октября 2007 г.

Из эмпирических результатов получены важные экономические выводы: (а) результаты являются параллельными согласно [3], утверждающими, что отдача от уровня инфляции к относительному изменению цены является положительной; (b) результаты подтверждают исследования Акди и Сахина [1], показывающие взаимную интеграцию в поведении между разными ценовыми индексами; (с) результаты теста KPSS отрицают нулевую гипотезу постоянства пар ИПЦ – жилья и одежды-жилья. Это все достаточно интересно и важно, а также связано с утверждением Сахина [14] о том, что уровни инфляционной постоянности достаточно высоки для жилищного сектора и сектора одежды Турции, что и ведет к диспропорции в экономике; (d) мы также можем утверждать, ссылаясь на результаты действий центрального банка, который вел политику целевого инфляционного режима, что он помог стабилизировать большинство субсоставляющих инфляции ИПЦ.

Таблица 1.

Результаты проверки конвергенции

	A	B	C	D		A	B	C	D
Пары	ADF (1)	PP	KPSS	ADF (2)	Пары	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

Литература

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:
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).