

**TÜRKİYE'DE İLLERARASI FİYAT YAKINSAMASI**  
**PRICE LEVEL CONVERGENCE AMONG PROVINCES IN**  
**TURKEY**

Ömer ÖZÇİÇEK\*

**ÖZET**

Satın alma gücü paritesi (SGP) ülkeler arası fiyat seviyesi ve nominal kur dinamiklerini incelemektedir. SGP arařtırmalarında tatminkâr sonuç alınmaması ve fiyat dinamiklerinin daha iyi arařtırılması için aynı ülke içindeki şehirlerin fiyat seviyelerinde yakınsama olup olmadığı arařtırılmaya başlanmıştır. Yapılan çalışmalarda genelde fiyat yakınsamasının olduğu sonucuna ulařılmışsa da, yakınsama süresi beklenenden uzun çıkmıştır. Bu çalışmada Türkiye'nin 19 ilinin TÜFE'sinde yakınsama tek deęişkenli ve panel birim kök metodlarıyla incelenmiş ve istatistiksel olarak yakınsamanın olmadığı sonucuna ulařılmıştır. Yarı ömür dięer çalışmalardan çok daha yüksek olan 13 sene bulunmuştur.

***Anahtar Sözcükler:** Satın alma gücü paritesi, fiyat yakınsaması, panel birim kök sınaması*

**ABSTRACT**

Purchasing power parity (PPP) analyzes the price level and nominal exchange rate dynamics among countries. The unsatisfactory results obtained from PPP research and to be able to better understand the price level dynamics, investigating price level convergence among cities in the same country became popular. Even though, in general, it is found that there is price convergence among cities, the convergence time is longer than expected. In this study the CPI convergence has been investigated for Turkey's 19 provinces using univariate and panel unit root tests, and it has been found that statistically no convergence is found. Half life is found to be 13 years which is much larger than the ones in other studies.

***Keywords:** Purchasing power parity, price convergence, panel unit root test*

## GİRİŞ

İktisada giriş derslerinde öğretilen temel ilk kuram arz-talep dengesinin nasıl oluştuğudur. Bu dengeyi sağlamak için fiyat artacak veya azalacaktır. Fiyatın denge sağlayıcı unsuruyla ilgili çalışmaların başında satın alma gücü paritesi (SGP) konusu vardır. SGP iki ülke arasındaki nominal kurun fiyat birliği sağlayacak şekilde değişmesi gerektiğini iddia eden bir kuramdır. Örneğin, Türkiye’de 100YTL’ye alınan ürün sepeti eğer ABD’de 50 Dolara alınıyorsa, SGP nominal kurun 2YTL/\$ olması gerektiğini vurgular. Tabii burada vergi, taşımacılık ve diğer piyasa işleyişini engelleyici unsurlar göz önünde bulundurulmamıştır.

SGP hakkında yapılmış çalışmalar genelde reel kur çerçevesinde olmuştur. Buna göre  $R=S \cdot P^*/P$  şeklinde tanımlanan reel kurun logaritması alınmış hali,  $r=s+p^*-p$  şeklinde ifade edilir. Burada R, reel kur; S, nominal kur; P\*, yabancı ülke fiyat seviyesi; P, yerel fiyat seviyesidir. Mutlak SGP kuramının doğru olması halinde reel kur aynı düzeyde kalmalıdır, veya nispi kurama göre reel kurda sapmalar olsa dahi kur zaman içerisinde eski seviyesine dönmelidir. Bu durumda değişik ülkelerdeki fiyat seviyelerinin uyumlu olduğu veya zaman içerisinde uyumlu hale geldiği söylenebilir. Aksi takdirde ülkelerarası denge dışı fiyat farklılığının uzun vadede sağlanmadığı anlamı çıkacaktır. Reel kurun tasvir edilen bu harekete uyup uymadığı birim kökün veya eşbütünleşim ilişkisinin varlığını sınamak şeklinde olmuştur. Eğer bir değişken durağan ise (birim kökün olmadığı durum) şoklara maruz kalan bu değişken uzun vadede önceden belirlenebilen (deterministik) seviyeye dönecektir. Dolayısıyla SGP’nin desteklenebilmesi için reel kurun durağan olması gerekir. Eşbütünleşim analizinde ise s, p ve p\* değişkenleri durağan olmasa bile bunların doğrusal birleşiminin durağan olup olmadığına bakılır. Eşbütünleşim ilişkisi var ise bu değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişki vardır denir.

İlk baştaki çalışmaların kullandıkları tek değişkenli birim kök sınamalarında sonuç genelde SGP aleyhine çıkmıştır. Daha uzun vadeli zaman serileri ve panel birim kök gibi metotlar kullanan daha sonraki çalışmaların hemen hemen hepsi reel kurun birim köke sahip olduğu savını reddederek SGP’nin desteklediği sonucuna ulaşmışlardır. Fakat yine de yarı ömür ile ölçülen reel kurun dengeye ulaşma zamanı genelde beklenenden uzun çıkmış olduğundan, fiyat intibakının yavaş olduğu sonucuna varılmıştır.

Bu kuramın tutmamasının muhtemel önemli sebepleri olarak taşımacılık maliyeti, sınırlar ve gümrük vergileri, diğer vergilerdeki farklılık, nominal kurdaki oynaklık gibi faktörler olabileceği düşünülmüştür. Yapılan ampirik çalışmalarda bu faktörlerin genel olarak fiyat farklılığını etkilediği bulunmuştur. Bunun sonucu olarak gümrük birliği olan ve ortak para birimine sahip bölge veya şehirlerde fiyat birliğinin sağlanıp sağlanmadığı

sorusu ortaya atılmıştır. Dolayısıyla bir birlik içerisinde olan bölge ve şehirlerde fiyatların, en azından taşınabilir mallar için, taşımacılık masrafları çıkartıldığında aynı olması gerekir. Aksi takdirde, bir arbitraj imkânı doğacak ve girişimciler fiyatlar dengeye ulaşana kadar malları ucuz bölgelerden pahalı bölgelere götürecektir. Bu öngörülen mekanizmanın çalışmaması ve bunun ekonomi kuramlarıyla açıklanamaması, özellikle fiyatların dengeleyici işlevi ve SGP hususunda, bazı eksikliklerin olduğu anlamına gelebilecektir.

Kuramsal olarak da SGP’nin neden geçerli olamayabileceği Balassa-Samuelson hipotezinde ortaya konuştur. Bu hipoteze göre SGP ticarete açık olan ürünler için geçerli, fakat daha ziyade servis sektöründen oluşan ticarete kapalı sektörler için geçerli değildir. Bu hipoteze göre verimlilik artışı sebebiyle ücretler artacaktır. Fakat, rekabete daha açık olan açık sektördeki verimlilik artışı kapalı sektöre göre daha fazla olacağından, ücretlerdeki artış bu sektörde fiyat artışına sebep olmazken kapalı sektörde fiyat artışına sebep olacaktır. Dolayısıyla verimlilik artışı daha fazla olan bölge ve ülkelerdeki kapalı sektörlerdeki fiyat seviyesi daha yüksek olacaktır. Bu da bir fiyat farklılığının nasıl oluşabileceğini göstermektedir.

Türkiye için bazı SGP çalışmalarında reel kurun durağan olup olmadığına bakılmıştır. Bu makale ise Türkiye’nin illeri arasında fiyat yaklaşmasını incelemektedir. Bu konuda bilinen bir çalışmanın olmaması bu makaleyi bu konuda bir ilk yapmaktadır. Tek değişkenli ve panel birim kök analizinden çıkan sonuca göre Türkiye’de bölgeler ve şehirlerarası bir fiyat yakınsamasının olduğu sonucuna ulaşamamıştır.

## **LİTERATÜR**

Aynı ülke içerisindeki bölgelerarası fiyat yakınsaması araştırmalarının temel dayanağı SGP ve tek fiyat kuramıdır. Dolayısıyla bu konuların analizinde aynı ekonometrik yöntemler kullanılmıştır. SGP reel kurun bir seviyede kalmasını öngördüğü için, çalışmalar genelde reel kurun durağanlığını sınamaktadır. Bir kısım çalışma, özellikle ilk başlarda yapılanlar, reel kurun durağan olmadığını ret edemeyerek SGP kuramının tutmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Örneğin Hakkio (1984) dört gelişmiş ülke için yaptığı sınamada reel kurda birim kök olduğunu reddedememiştir. Taylor (1988) ise nominal kur ve fiyat seviyeleri arasında eşbütünleşim ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşarak bunu SGP’nin desteklenmediği şeklinde yorumlamıştır. Birim kök ve eşbütünleşim analizlerinde kullanılan zaman serilerinin uzun zamanları kapsamamasının analizden sağlıklı sonuçlar elde edilmesini engellediğini iddia eden Frankel (1986) 100 yılı aşkın dolar/sterlin reel kurunu kullanarak birim kök önsavını reddetmiş ve böylece SGP’nin desteklendiği sonucuna varmıştır. Daha başka çalışmalar da uzun zaman serileri kullanarak benzer sonuçlar elde etmişlerdir. Son zamanlarda

panel zaman serisi yöntemleri tercih edilmeye başlanmış ve büyük çoğunlukla SGP'nin desteklendiği sonucu bulunmuştur. Örneğin Flood ve Taylor (1996) 21 gelişmiş ülkeden oluşan panel ile reel kurun durağan olduğunu göstermiştir. Rogoff (1996) genel olarak SGP konusunda iyi bir özet sunmaktadır.

Son zamanlarda Türkiye için yapılan çalışmalarda Sarno (2000) Türkiye ile ABD, İngiltere, Almanya ve Fransa arasındaki reel kurların ADF sınamasına göre durağan çıkmadığını, fakat doğrusal olmayan model kullanıldığında (threshold autoregression) sonucun durağan olarak bulunduğunu göstermiştir. Özdemir (2004) ARFIMA modelinde reel kur kökünün bire çok yakın fakat küçük olduğunu bulmuştur. Bu sonuca göre fiyat farklılığı uzun vadede yok olmasına rağmen bu süre uzundur.

Araştırmalardan çıkan genel kanaat reel kurun durağan olmasına rağmen dengeye ulaşma süresinin olması gerekenden çok daha uzun olduğudur. Yarı ömür ile ölçülen bu sürenin genelde 3 ile 5 yıl arasında olduğu bulunmuştur. Ayrıca SGP'deki kısa vadeli sapmaların aşırı yüksek ve oynak olması piyasa işleyişini engelleyici bazı koşulların varlığını gündeme getirmiştir (Rogoff, 1996). Bunun sonucunda bazı çalışmalar gümrük birliği olan ve aynı para birimine sahip bölge ve şehirlerde fiyat yakınsamasının olup olmadığını araştırmaya yönelmiştir.

Aynı para birimine sahip bölgeler için (veya kurun bire eşit olduğu) nispi fiyat (reel kur)  $q_{it} = p_{it} / p_{0t}$  şeklinde tanımlanır. Burada  $p_{it}$  i bölgesinde t zamanındaki logaritmalı fiyat seviyesi,  $p_{0t}$  ise baz seçilen bölgedeki logaritmalı fiyat seviyesidir. Culver ve Papel (1999) 14 ABD, 9 Kanada şehrinde ve 15 AB ülkesinde 1978-1997 yılları arasındaki tüketici fiyat yakınsamasını incelemiştir. Sonuçların seçilen baz şehir veya ülkeye bağlı olabileceğinden bu çalışmada sadece bir şehir veya ülke baz olarak seçilmemiş bütün olası çiftler için sına yapılmıştır. Öncelikle yapılan ADF birim kök sınamasında bütün nispi fiyatların, birkaç istisna haricinde, durağan olmadığı sonucu çıkmıştır. Bu çalışmada LLC (Levin, Lin ve Chu, 2002)<sup>1</sup> önerdiği panel birim kök sınaması sonucuna göre ise ABD için oluşturulan 14 panel veri setinden 1 tanesinde, Kanada için oluşturulan 9 veri setinin 3 tanesinde birim kök reddedilebilmiştir. AB için yapılan LLC analizinde bu oran 15'te 8 olarak çıkmıştır. Dolayısıyla yazarların vardığı sonuç ABD'de fiyat yakınsamasının olmadığı, Kanada'da zayıf bir kanıtın olduğu, AB'de ise yakınsamanın daha fazla olduğu şeklindedir. Birim kök sınamalarının gücünü artırmak için seçilen bir yöntem de zaman serilerinin süresini artırmaktır. Cecchetti vd. (2002) daha uzun vadeli bir veri seti ile, 1918-1995, 19 ABD şehrindeki TÜFE yakınsamasını LLC ve IPS (Im,

---

<sup>1</sup> Bir sonraki bölümde bu yöntem ve Im, Pesaran ve Shin (2003)'ün geliştirdiği yöntem detaylı olarak açıklanmıştır.

Pesaran ve Shin, 2003) panel sınamaları ile incelediğinde birim kökün reddedildiği fakat yarı ömrün 9 sene gibi uzun bir süre olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ticareti yapılabilen malların ve hizmet sektörlerinin fiyat endeksindeki yakınsama ayrı ayrı incelediğinde ise (1967-1995 seneleri ve 14 şehir), IPS yönteminde hizmet sektörünün yarı ömrünü çok daha uzun bulunmuştur. LLC metodunda bir fark çıkmamıştır. Ürün bazlı çalışma yapan O’Connel ve Wei (2002) lineer ve lineer olmayan (threshold autoregression) modeller ile 24 ABD şehri ve 48 ürünün toptan fiyatlarının yakınsamasını incelemiştir. Bu çalışmada çıkan sonuçlara göre bazı hizmet sektörleri hariç çoğu nispi fiyatlar durağandır. Ayrıca O’Connel ve Wei farkın yüksek olduğu nispi fiyatlarda farkın daha hızlı azaldığını iddia etmektedir.

ABD haricinde diğer ülkeler içinde yapılmış çalışmalarda benzer sonuçlar bulunmuştur. Ceglowski (2003) 25 Kanada şehrinde 45 ürünün toptan fiyatını kullanarak yaptığı ADF sınamasında, çoğu nispi fiyatı durağan bulamamasına rağmen, panel birim kök sınaması olan MW (Madalla ve Wu, 1999) metoduyla 41 üründe birim kökü reddetmekte ve yarı ömrün 1 yılın altında olduğunu rapor etmektedir. Nenna (2001) 20 İtalyan şehri ve TÜFE için LLC metodu ile nispi fiyat seviyesinin durağan olduğunu ve yarı ömrün 6.6 sene civarında olduğunu bulmuştur. Esaka (2003) 7 Japon şehri ve 13 fiyat endeksi ile yaptığı LLC ve IPS analizinde toplam 8 fiyat endeksinde yakınsama olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kira, eğitim ve sağlık hizmetlerinde yakınsama çıkmamış olması hizmet sektöründe fiyat dinamiklerinin farklı olabileceği kuşkusunu desteklemektedir. Carrion vd (2004) 50 İspanyol şehrindeki TÜFE yakınsamasını uzun bir veri seti (1939-1992 yılları) ve üç panel birim kök sınaması ile analiz etmiştir. Bunlardan MW ve IPS’te birim kök ret edilmiş fakat LLC de ret edilememiştir. Silvestre vd. İspanyol şehirleri için bulduğu yarı ömrün ortalaması 4.5 senedir. Chaudhuri ve Sheen (2004) 6 Avustralya şehrinin TÜFE ve 8 ayrı ürün fiyatının Sydney’e göre farkını ADF ile incelediğinde genelde birim kök hipotezini reddedememiş (toplam 54 sınamadan 42 tanesi reddedilmemiş), fakat LLC ve IPS metotlarıyla TÜFE ve 3 üründe birim kök reddedilirken, 5 üründe (giyim, haberleşme, sağlık, konut ve mobilya) birim kök reddedilmemiştir. TÜFE’de yarı ömür yaklaşık 2.5 sene çıkmıştır. Sonora (2005) 34 Meksika şehri için panel birim kök sınaması (LLC ve IPS) ile nispi TÜFE’nin durağan olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Üç alt sektörde ise temel gıdalar ve hizmet sektöründe nispi fiyatlarda birim kök reddedilebilmekte, fakat imalat sanayi nispi fiyatında birim kök reddedilememektedir. Yarı ömürlere bakıldığında bulunan ortalama değerler TÜFE için 2.5 sene, temel gıdalar için 1 sene, hizmet sektörü için 1.5 sene ve imalat sanayi için 3 senedir. Sonora’nın çalışması Türkiye gibi yüksek enflasyonu olan bir ülkede fiyat yakınsamasının olduğunu göstermesi açısından diğerlerinden farklıdır.

Ülkelerin kendi içerilerindeki fiyat yakınsamasının yanı sıra Avrupa Birliği'nin Maastricht kriterleri ile ortaya koyduğu ekonomik yakınsamanın başarısını incelemek açısından birlik ülkeleri arasındaki fiyat yakınsaması da ilgi konusu olmuştur. Daha önce bahsedilen Culver ve Papel (1999)'e göre 15 birlik ülkesi arasında yakınsama vardır. Camarero vd (2000) İtalya, İngiltere, İspanya ve Almanya arasındaki hizmet sektörünün daha ağırlıklı temsil edildiği TÜFE ve ticarete daha açık olması açısından sanayi üretici fiyat endeksindeki (SÜFE) yakınsamayı incelemiştir. Yapısal değişim birim kök sınamasıyla (Zivot ve Andrews,1992) elde edilen sonuçlara göre SÜFE'de yakınsama olduğu kanaatine güçlü bir şekilde ulaşabilirken, TÜFE için daha zayıf veriler elde edilmiştir. Sosvilla-Rivero ve Gil-Pareja (2004) 12 AB ülkesinde TÜFE ve 26 ürün fiyatında<sup>2</sup> 1975-1995 arası için yapılan LLC birim kök analizinde vardıkları sonuca göre genelde ticarete açık olan sektörlerde fiyat yakınsaması varken özel vergilere tabi ürünlerde yakınsamanın olmadığı şeklindedir. Bulunan yarı ömür ortalaması 10 yıla yakın çıkmıştır.

Bu bahsedilen çalışmalardan genel olarak şehirler ve bölgeler arasında fiyat yakınsamasının olduğu sonucu çıkmıştır. Bu yakınsama her ürün için aynı değildir. Ticarete açık olan mallarda, gıda ve giyecek gibi, yakınsama daha fazlayken ticarete kapalı ürünlerde, konut ve hizmet gibi, yakınsama çok yavaş olmaktadır. Dolayısıyla normal piyasa koşulları altında Türkiye'de de fiyat yakınsamasının olduğu beklenebilir. Aksi durum da Türkiye'deki şehir ve bölgelerin iktisadi açıdan tam entegre olmadığı anlamına gelebilir.

Yakınsamanın çıkmaması için bazı nedenler öne sürülmüştür. Bunların başında ülke veya şehirler arasındaki mesafeden dolayı taşımacılık masrafı, vergilerdeki farklılık, gümrük vergisi, piyasa segmentasyonu ve diğer sebepler gelir (Rogoff, 1996). Bir çok çalışma şehirler (veya ülkeler) arası mesafenin yakınsama üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu konudaki çalışmalarda genelde kullanılan yöntem yakınsamanın bir ölçüsü olan nispi fiyat oynaklığının mesafe ve başka açıklayıcı değişkenler ile regresyon analizi şeklinde olmuştur. Buradaki mantık mesafenin, ülkeler arası sınırın ve nominal döviz kuru oynaklığının yakınsamayı engelleyeceği, dolayısıyla oynaklığı artıracağı şeklindedir. Bu doğrultuda Engel ve Rogers (1996) ABD ve Kanada şehirleri arasındaki TÜFE farkının oynaklığının aradaki mesafe ile arttığını ve ülke sınırının artı bir etkisinin olduğunu göstermişlerdir. Engel ve Rogers (2001) benzer çalışmayı 11 Avrupa ülkesindeki 55 bölge için yaptıklarında ABD ve Kanada için bulunan sonuca ek olarak TÜFE farkı oynaklığının büyük bir oranda nominal kur oynaklığı tarafından açıklandığı sonucuna ulaşmışlardır. Ceglowski (2003) Kanada için ürün bazlı yaptığı çalışmada ortalama mutlak nispi fiyatların şehirler arası mesafe ve eyaletler

---

<sup>2</sup> Fiyatlar Avrupa istatistik kurumunun yayınladığı harmonize edilmiş fiyat değerleridir.

arası sınırın pozitif bir fonksiyonu olduğunu bulmuştur. Parsley ve Wei (2001) 48 ABD ve 48 Japon şehri için yaptıkları benzer çalışmada yine nispi fiyat oynaklığına mesafe, sınır ve nominal kur oynaklığının artı bir etkisinin olduğunu bulmuşlardır.

## PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Bu çalışmada tek değişkenli birim kök sınaması olarak geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemin (ve diğer tek değişkenli yöntemler) küçük örneklerde istatistiksel olarak gücünün az olduğu bulunmuştur (Campbell ve Perron, 1991). Bu yüzden son zamanlarda panel birim kök testleri tercih edilmeye başlanmıştır. Bu panel testleri ADF’de olduğu gibi zaman serisinin,  $q_{it}$ , durağan olup olmadığını sınamak için denklem 1’deki  $\beta$  katsayısının sifıra eşitliği sınanır. ADF’de tek birim ve tek  $\beta$  katsayısı varken panel birim kök sınamasında birden fazla çapraz kesit birimi ve dolayısıyla birden fazla  $\beta$  katsayısı vardır. Bu katsayılar için birleşik sınama yapmak için değişik yöntemler geliştirilmiştir. Bunlardan en çok tercih edilen iki tanesi de Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) dir (kısaltmaları LLC ve IPS). Her iki yöntemde denklem 1’in tahmini gerekmektedir. Burada  $\Delta q$  değişkenin farkı alınmış halidir. Modelde trend olmadığı durumda  $\kappa$  katsayısı sifıra eşittir.

$$\Delta q_{i,t} = \alpha_i + \kappa_i t + \beta_i q_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{h_i} \theta_{ij} \Delta q_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1,\dots,N \quad t=1,\dots,T \quad (1)$$

Her iki yöntemde sıfır hipotezi bütün i’ler için  $H_0: \beta_i=0$  şeklindedir. LLC sınamasında karşıt hipotez bütün çapraz kesit değişkenler,  $i=1,\dots,N$ , durağandır, yani bütün i’ler için  $H_0: \beta_i < 0$ . IPS sınamasının karşıt hipotezinde bazı çapraz kesit değişkenler durağandır, yani bazı i’ler için  $H_0: \beta_i < 0$ . Dolayısıyla IPS’nin daha esnek bir karşıt hipotezi vardır. Bowman (1998) ve Madalla ve Wu (1999) istatistiksel olarak IPS’nin daha güçlü olduğu sonucuna varmaktadırlar.

LLC, basamaklar:

1) Bütün çapraz kesitler için ayrı ayrı denklem 1 tahmin edilir. Kalıntılardan

standart sapmalar  $\hat{\sigma}_i$  ve ayrıca  $\hat{s}_i = \left| 1 - \sum_{j=1}^{h_i} \hat{\theta}_{ij} \right|$ ,  $\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i$  hesaplanır,

2) Denklem 1 deki aynı gecikmeler ile ( $h_i$ ) ikişer yan denklem tahmin edilir,

$$\Delta q_{i,t} = \phi_i + \lambda_i t + \sum_{j=1}^{h_i} \rho_{i,j} \Delta q_{i,t-j} + e_{i,t}$$

$$q_{i,t-1} = \mu_i + \eta_i t + \sum_{j=1}^{h_i} \gamma_{i,j} \Delta q_{i,t-j} + v_{i,t-1}$$

ve kalıntılar dönüştürülür,  $\tilde{e}_{i,t} = \frac{\hat{e}_{i,t}}{\hat{\sigma}_i}$ ,  $\tilde{v}_{i,t-1} = \frac{\tilde{v}_{i,t-1}}{\hat{\sigma}_i}$ ,

3) N seri birleştirilerek,  $\tilde{e}_{i,t} = \beta \cdot \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{i,t}$  denkleminde yapılan regresyonda  $\delta$  katsayısının t-istatistiğine ( $t_\delta$ ) bakılarak  $H_0$ 'ın reddedilip edilmeyeceğine karar verilir. Levin vd (2002) bu t-istatistiğin bir ayarlama ile standart normal dağılıma uyduğunu göstermiştir. Ayarlanmış t-istatistiği,

$$t_\delta^* = \frac{t_\delta - N \cdot T^* \cdot \hat{S}_N \cdot \hat{\sigma}_\varepsilon^{-2} \cdot std(\hat{\delta}) \cdot \mu^*}{\sigma^*}$$

Burada  $T^* = T - h_i - 1$ ,  $h_i^- = h_i$ 'lerin ortalaması,  $\mu^*$  ve  $\sigma^*$  LLS'de Tablo 2'de sunulmuştur.

IPS basamakları:

1) Bütün çapraz kesitler için ayrı ayrı ADF uygulanıp  $\beta$  katsayısının t istatistiği alınır,  $t_i$ .

2) t-istatistiklerinin basit aritmetik ortalaması hesaplanır,  $t\_bar = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i$ . IPS t-bar'dan beklenen değer çıkartılıp standart sapmaya bölünmüş halinin standart normal dağılıma uyduğunu gösteriyor.

$$Z_{bar} = \frac{\sqrt{N} \{t\_bar - E(t_T)\}}{\sqrt{\text{var}(t_T)}} \rightarrow N(0,1)$$

Burada kullanılan beklenen değer  $E(t_T)$  ve varyans  $\text{var}(t_T)$  değerleri IPS'de Tablo 1'de verilmiştir.

## EKONOMETRİK ANALİZ

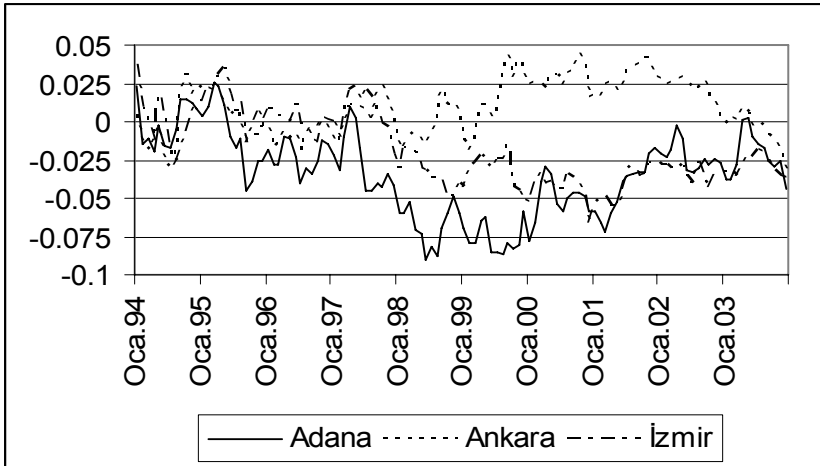
Devlet İstatistik Enstitüsü Kurumu (yeni adıyla Türkiye İstatistik Kurumu) Türkiye için TÜFE istatistiğini alt bölgeler için derlemektedir. Önceki sisteme göre 7 bölgenin ve bazı illerin TÜFE istatistikleri Ocak 1994'ten itibaren derlenmiştir. Fakat Avrupa Birliği'ne uyum amacıyla



2005’ten itibaren Türkiye 26 istatistiki bölgeye ayırmış ve TÜFE istatistiklerini sadece bu bölgeler için rapor etmeye başlamıştır. Çalışmamızda daha uzun bir zaman serisine duyulan ihtiyaç sebebiyle eski sistemde tanımlanmış olan illerin TÜFE değerleri kullanılmıştır. Elimizde mevcut olan veriler Türkiye’nin 19 ilinin<sup>3</sup> Ocak 1994’tan Aralık 2003’e kadar olan aylık TÜFE istatistiğidir. Seriler aylıktır ve baz sene 1994’tür. Elimizdeki veriler sadece endeks değerleri olduğu için doğrudan doğruya bir veya birkaç ürünün fiyatını karşılaştırma imkânımız olmayacaktır.

Yakınsamanın durağanlık ile sınanmasında  $q_{it} = p_{it} - p_{0t}$  şeklinde tanımlanan fark seriler kullanılacaktır. Burada  $p_{0t}$  baz seçilen bölgenin logaritmali fiyat serisidir ve genelde ülke genelinin endeksi veya bir ilin endeksi olarak seçilmektedir. Sonuç baz seçilen bölgeye bağlı olabilir (Papel ve Theodoridis, 2001). Bu yüzden bu çalışmada baz olarak hem Türkiye geneli TÜFESi, hem de İstanbul, Ankara, İzmir ve Adana illeri TÜFESi ile tanımlanmıştır. Görüleceği gibi genel sonuç değişmemektedir.<sup>4</sup>

Görsel bir fikir vermesi açısından Ankara, İzmir ve Adana illeri ile İstanbul’un TÜFE farklarının çizimi Şekil 1’de verilmiştir. İlk izlenim farkların 1997’ye kadar sıfır değerine yakınken daha sonra farkın arttığı ve son zamanlarda tekrar azaldığıdır. İkinci olarak farkın süreklilik gösterdiği görülmektedir. Özellikle Adana ve İzmir farkının sıfır ekseninin altında kalma süresi oldukça uzun. Fakat bu şekilden farkların genel olarak yakınsama eğilimi gösterip göstermediğini açık bir şekilde söylemek güç olacaktır.



**Şekil 1: Fiyat Seviyesi Farkları**

<sup>3</sup> Bu iller, Adana, Ankara, Antalya, Bursa, Diyarbakır, Denizli, Erzurum, Eskişehir, Gaziantep, İçel, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli, Konya, Malatya, Samsun, Trabzon ve Zonguldak’tır.

<sup>4</sup> Baz il diğer herhangi bir il olduğunda da sonuç değişmemiştir.

Birim kök sınaması yapılmazdan önce değişkenlerdeki zaman etkisini arındırmak amacıyla çapraz kesit ortalaması serilerden çıkartılmıştır, yani

$$\text{analizde kullanılan değişkenler } \tilde{q}_{it} = q_{it} - \bar{q}_t \text{ ve } \bar{q}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N q_{it} \text{ şeklinde}$$

tanımlanmıştır. Standart yöntem olarak öncelikle tek değişkenli birim kök sınaması olan ADF uyguladığımızda elde edilen test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. Parantez içerisindeki değerler ADF denkleminin gecikme sayısıdır.<sup>5</sup>

**Tablo 1: Tek Değişkenli ADF Sınaması**

İller	Baz bölgeler				
	Türkiye	İstanbul	Ankara	İzmir	Adana
Adana	-2.36(3)	-2.40(3)	-2.46(3)	-2.25(3)	
Ankara	-1.21(14)	-1.25(14)		-1.20(14)	-1.19(14)
Antalya	-1.91(6)	-1.88(6)	-1.76(12)	-1.88(6)	-1.88(6)
Bursa	0.13(8)	-0.30(3)	-0.20(3)	-0.28(3)	0.20(8)
Diyarbakır	-1.81(15)	-1.90(13)	-2.39(14)	-2.39(0)	-1.83(15)
Denizli	<b>-2.82(12)</b>	<b>-2.87(12)</b>	<b>-2.81(12)</b>	<b>-2.84(12)</b>	<b>-2.77(12)</b>
Erzurum	-1.17(15)	-1.11(15)	-0.93(4)	-0.94(4)	-0.93(4)
Eskişehir	-1.14(9)	-1.13(9)	-1.13(9)	-1.17(9)	-1.74(9)
Gaziantep	-1.77(11)	-1.75(11)	-1.79(11)	-1.72(11)	-1.77(11)
İçel	-0.63(10)	-0.60(10)	-0.63(10)	-0.65(10)	-0.64(10)
İstanbul	-1.99(12)		-1.97(12)	-1.99(12)	-2.00(12)
İzmir	-0.81(7)	-0.80(7)	-0.76(7)		-0.81(7)
Kayseri	-2.10(0)	-2.26(0)	-2.29(0)	-2.24(0)	-2.18(0)
Kocaeli	-2.29(0)	-2.30(0)	-2.26(0)	-2.32(0)	-2.30(0)
Konya	-1.34(12)	-1.36(12)	-1.32(12)	-1.32(12)	-1.33(12)
Malatya	-1.83(12)	-1.86(12)	-1.85(12)	-1.88(12)	-1.81(12)
Samsun	-1.35(6)	-1.35(6)	-1.34(65)	-1.33(6)	-1.35(6)
Trabzon	-1.43(5)	-1.39(5)	-1.33(5)	-1.38(5)	-1.43(5)
Zonguldak	-1.71(13)	-1.65(13)	-1.73(13)	-1.71(13)	-1.71(13)

ADF eşik değerleri, %1: -3.54, %5: -2.90, %10: -2.59

Tabloda görüldüğü gibi Denizli ilinin sonuçları hariç bütün değerler %10 anlamlılık düzeyinde dahi birim kök sıfır hipotezini reddedecek büyüklükte değildir. Bu durumda ADF analizinin yakınsama olduğuna dair olumlu sonuçlar elde edilememiştir. Bu bulgular diğer ülkeler için yapılmış çalışmalarla uyumludur. Diğer çalışmalarda da tek değişkenli analizden elde edilen sonuçları destekleyen bulgulara ulaşılmazken panel veri yöntemlerinde daha olumlu bulgular elde edilmiştir. Dolayısıyla burada da

<sup>5</sup> Campbell ve Peron (1991)’in tavsiye ettiği şekilde ADF modelindeki gecikme sayısı 15 gecikmeden başlayarak son gecikme katsayısı t-istatistiğinin 1.65’ten büyük oluncaya kadar iteratif olarak azaltılarak belirlenmiştir. Modelde sabit eklenmiş, iller arası fiyat farklılaşmasında kuramsal olarak uzun vadeli bir trendin olmamasından dolayı birim kök sınamasında trend eklenmemiştir.

akla gelen soru panel birim kök yöntemi uygulanırsa sonucun yakınsama lehinde çıkıp çıkmayacağıdır.

En sık kullanılan iki panel birim kök sınaması olan IPS ve LLC yöntemlerinin sonuçları Tablo 2’de verilmektedir. LLC metodunda her bir birim için gecikme sayısı farklı olabilir. Dolayısıyla bu test değeri Tablo 1’de bulunan gecikme sayıları kullanılarak bulunmuştur. IPS metodunda ise gecikme sayısı bütün denklemler için aynı olmalıdır ( $h_i=h$ ). Ancak farklı gecikme sayıları kullanan araştırmalar da vardır. Bu çalışmada bütün denklemlerde gecikme sayısı 12 olarak tanımlanmıştır. LLC’deki gibi gecikmeler farkı olduğunda sonuçta çok küçük bir fark çıkmıştır. Bu istatistiğin limitteki dağılımı standart normal dağılım olduğundan %10 düzeyi için eşik değeri -1.28’dir. Fakat görüldüğü gibi bulunan test istatistikleri eşik değerini aşmadıklarından, durağan değildir diyen sıfır önsavı reddedilememektedir. Bu sonuca göre illerin fiyat seviyelerinde yakınsama olduğu sonucu çıkmamaktadır.

Yakınsama çıkmamasının bir sebebi verilerin yetersizliği olabilir. Kullandığımız istatistiki veriler on yıllık bir süreyi kapsamaktadır. Genel olarak kullanılan zaman serilerinin kısa olması durumunda birim kök sınamaların gücünün zayıf olacağı kabul edilmektedir. Nitekim SGP ve fiyat yakınsaması konularında yapılan bazı çalışmalar uzun seriler kullanmışlardır. Ayrıca yakınsama uzun bir süre alıyorsa, kısa zaman serileri birim kök sınama yönteminin sonuçlarını etkilemektedir. Bu hususta daha fazla bilgi sahibi olabilmek için süreklilik ölçüsü olan yarı ömür istatistiğini hesaplayabiliriz. Yarı ömür bir şokun etkisinin tamamen ortadan kalkması için geçen sürenin yarısıdır ve  $-\ln(2)/\ln(\beta+1)$  şeklinde hesaplanır.  $\beta$  denklem (1) de bulunan katsayıdır. Konumuz açısından bu ölçünün anlamı iller arası fiyat farkına gelecek bir şokun etkisinin tamamen yok olup fiyat farkının eski seviyesine dönme süresinin yarısıdır. LLC metodu panel için bir  $\beta$  katsayısı bulurken, IPS her birim için ayrı ayrı ADF denklemini hesaplamaktadır. Bu durumda  $\beta_i$  katsayılarının ortalaması kullanılır. Tablo 2’deki durumlar için yapılan hesaplamalar sonucu yarı ömür yaklaşık 13 sene çıkmıştır (minimum 11.76, maksimum 14.40 sene). Bu da yakınsama literatürü için oldukça uzun bir süredir. Dolayısıyla istatistiksel olarak iller arası fiyat yakınsamasının çıkmamış olmasının bir sebebi elimizdeki zaman serisinin kapsadığı zamanın kısa olmuş olması olabilir. Tabii ki bu da başka bir soruyu akla getirmektedir. Türkiye’de yakınsama süresi neden bu kadar uzun olabilir?

**Tablo 2: Panel Birim Kök Test Değerleri**

	Baz Bölgeler				
	Türkiye	İstanbul	Ankara	İzmir	Adana
IPS	0.45	0.56	0.25	0.30	0.64
LLC	3.83	3.49	4.69	2.00	2.89

## SONUÇ

Ekonomi biliminde çok önemli bir yer tutan fiyat ve fiyatlama kuramının bir uzantısı olan satın alma gücü paritesi (SGP) kısaca ülkeler veya bölgelerarası fiyatların (kur ayarlamasından sonra) aynı düzeyde olması gerektiğini ortaya atan bir kuramdır. SGP'nin ülkelerarası geçerliliğini sınanan birçok çalışmada hem aleyhte hem de lehinde sonuçlar çıkmıştır. Son zamanlarda kullanılan daha uzun vadeli zaman serileri ve gelişmiş ekonometrik yöntemler SGP lehinde sonuçlar bulsa da fiyat yakınsamasının beklenenden daha uzun sürdüğü sonucu çıkmıştır. Dolayısıyla fiyat hareketleri dinamiğini daha iyi anlayabilmek için bazı araştırmacılar aynı ülkedeki değişik bölgelerin fiyat yakınsamasını inceleme yolunu seçmiştir.

Diğer ülkeler için yapılan panel veri bölgelerarası fiyat yakınsaması çalışmalarında büyük çoğunlukla TÜFE'de yakınsama olduğu sonucu çıkmıştır. Bu makalede de 1994-2003 arası verileri kullanılarak Türkiye için benzer çalışma yapılmış fakat olumlu sonuç bulunamamıştır. Tek değişkenli ve iki panel birim kök sınamalarında iller arası TÜFE'inde stokastik yakınsama olmadığı sonucu çıkmıştır. Bu sonuca göre Türkiye'de bölgelerarası piyasa bütünleşmesi tam olarak gerçekleşmemiştir ve/veya önemli ölçüde yapısal ekonomik farklılık mevcuttur. Bu hususa açıklık getiren Balassa-Samuelson kuramına göre bölgelerarası üretkenlik ve gelir farklılığı özellikle ticareti yapılmayan mal ve hizmetlerin fiyatlarında kalıcı farklılıklar doğurabilmektedir.<sup>6</sup> Diğer ülkeler için de yapıldığı gibi, sektörel bazda veriler kullanılarak bu konunun daha fazla açıklığa kavuşturulması mümkündür.

Türkiye'nin diğer ülkelerden önemli bir farkı sınamanın yapıldığı dönem için enflasyonun çok daha yüksek olmasıdır. Bunun fiyat yakınsaması üzerinde olumsuz bir etkisi olmuş olabilir. Ayrıca bir şokun etkisinin tamamen yok olma süresinin yarısı olarak tanımlanan yarı ömür, Türkiye illerarası fiyat farkı için hesaplandığında bu süre diğer çalışmalarda bulunanlardan daha uzun bir süre olan ortalama 13 sene bulunmuştur. Bu bulgu sınamada yakınsama çıkmamasının bir sebebinin kullanılan ve kapsamı 10 sene olan veri setinden kaynaklanabileceğini gösteriyor. Yarı ömrün bunun kadar uzun olması Türkiye'deki fiyat dinamikleri hakkında araştırmaların önemini göstermektedir.

## KAYNAKÇA

BOWMAN, D. (1998), Efficiency tests for autoregressive unit root in panel data. *American Central Bank, Board of Governors*.

---

<sup>6</sup> Makaleyi değerlendiren bir hakeminde değindiği gibi, fiyat yakınsamasının olmamasının bir sebebi gelir yakınsamasının olmaması olabilir.

- CAMARERO, M., ESTEVE V. ve TAMARI, C. (2000), Price convergence of peripheral European countries on the way to the EMU: A time series approach. *Empirical Economics* 25, s. 149-168.
- CAMPBELL, J. ve PERRON, P. (1991), Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots, *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, s. 141–201.
- CARRION-I-SILVESRTRE, J., BARRION T. ve E. LO´ PEZ-BAZO (2004), Evidence on the purchasing power parity in a panel of cities. *Applied Economics* 36, s. 961–966.
- CECCHETTI, S., MARK, N., ve SONARA, R. (2002), Price index convergence among United States cities, *International Economic Review* 43(4), s. 1081-1099.
- CEGLOWSKI, J. (2003), The law of one price: International evidence for Canada. *Canadian Journal of Economics* 36, s. 373-400.
- CHAUDHURI, K. ve SHEEN, J. (2004), Purchasing Power Parity Across States and Goods Within Australia. *The Economic Record* 80, s. 314–329.
- CULVER, S. ve PAPELL, D.(1999), Panel Evidence of Purchasing Power Parity Using International and International Data, *Houston University*.
- ENGEL, C., ROGERS, J.H., (1996), How wide is the border? *American Economic Review* 86, s. 1112-1125.
- ENGEL, C., ve ROGERS, J.H. (2001), Deviations from purchasing power parity: causes and welfare costs. *Journal of International Economics* 55, s. 29-58.
- ESAKA, T. (2003), Panel unit root tests of purchasing power parity between Japanese cities, 1960–1998: disaggregated price data. *Japan and the World Economy* 15, s. 233–244.
- FRANKEL, J. (1986), International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets? *How Open is the U.S. Economy?*, Edit: R. Hafer, Lexington Books.
- FLOOD, R.P. ve TAYLOR, M.P. (1996), Exchange Rate Economics: What is wrong with the Conventional Macro Approach? *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Ed: J.A. Frankel, G. Gali ve A. Giovannini, Chicago University Pres.
- HAKKIO, C. (1984), A reexamination of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics* 17, s. 265-277.

- IM KS, PESARAN M.H. ve SHIN, Y. (2003), Testing for unit Roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115, s. 53–74.
- LEVIN A., C. LIN, ve CHU, C. (2002), Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, s. 1–24.
- MADDALA, G.S. ve WU, S. (1999) A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, s. 631–52.
- NENNA, M. (2001), Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis? *Roma University*
- O'CONNELL, P. ve WEI, S. (2002), The Bigger They Are, the Harder They Fall: Retail Price Differences across US Cities, *Journal of International Economics* 56, s. 21–53.
- ÖZDEMİR, Z. A. (2004), Mean reversion in real exchange rate: empirical evidence from Turkey, 1980-1999. *METU Studies in Development* 31, p. s. 243 – 265.
- PAPEL, D.H. ve THEODORIDIS, H. (2001), The Choice of Numeriaire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity. *Journal of Money Credit and Banking* 33, s. 790-803.
- PARSLEY, D. ve WEI, S. (2001), Explaining the Border Effect: the Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography, *Journal of International Economics* 55, s. 87–105.
- ROGOFF, K. (1996), The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature* 34, s. 647-668.
- SARNO, L. (2000), Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Empirical Evidence From Turkey, 1980-1997. *Applied Economics Letters* 7, s. 285-291.
- SONORA, R. J. (2005), City CPI Convergence in Mexico. *Review of Development Economics* 9(3), s. 359–36.
- SOSVILLA-RIVERO, S. ve GIL-PARAJA, S. (2004), Price convergence in the European Union. *Applied Economics Letters* 11, s. 39–47.
- TAYLOR, M.P., (1988), An empirical examination of long run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics* 20, s. 1369–1381.
- ZIVOT, E., ve ANDREWS, D.W.K. (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, s. 251-270.