

**T.C.
EGE ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İktisat Anabilim Dalı**

TÜRKİYE’DE BÖLGESEL FİYAT YAKINSAMASI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Banu HELVACI

Tez Danışmanı: Doç. Dr. A. Özlem ÖNDER

İzmir-2008

Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne sunduğum “Türkiye’de Bölgesel Fiyat Yakınsaması” adlı yüksek lisans tezinin tarafımdan bilimsel, ahlak ve normlara uygun bir şekilde hazırlandığını, tezimde yararlandığım kaynakları bibliyografyada ve dipnotlarda gösterdiğimi onurumla doğrularım.

Banu HELVACI

İmza

TUTANAK

Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun 7/08/2008 tarih ve 32/13 sayılı kararı ile oluşturulan jüri İktisat (Bölgesel Kalkınma İktisadı) anabilim dalı yüksek lisans öğrencisi 92060002908 no'lu Banu Helvacı'nın aşağıda (Türkçe / İngilizce) belirtilen tezini incelemiş ve adayı 27/08/2008 günü saat 14:00'de 90 dakika süren tez savunmasına almıştır.

Sınav sonunda adayın tez savunmasını ve jüri üyeleri tarafından tezi ile ilgili kendisine yöneltilen sorulara verdiği cevapları değerlendirerek tezin başarılı/başarısız/düzeltilmesi gerekli olduğuna oybirliğiyle / oyçokluğuyla karar vermiştir.

BAŞKAN

Başarılı ☐

Başarısız ☐

Düzeltilme (Üç ay süreli) ☐

ÜYE

Başarılı ☐

Başarısız ☐

Düzeltilme (Üç ay süreli) ☐

ÜYE

Başarılı ☐

Başarısız ☐

Düzeltilme (Üç ay süreli) ☐

Tezin Türkçe Başlığı : Türkiye'de Bölgesel Fiyat Yakınsaması

Tezin İngilizce Başlığı : Regional Price Convergence in Turkey

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

YEMİN METNİ.....	ii
TUTANAK.....	iii
İÇİNDEKİLER.....	iv
TABLolar LİSTESİ.....	vii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	viii
EKLER LİSTESİ.....	viii
KISALTMALAR.....	ix
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

FİYAT YAKINSAMASINA İLİŞKİN TEORİLER

1. FİYAT YAKINSAMASINA İLİŞKİN TEORİLER.....	4
1.1. Tek Fiyat Kanunu	4
1.2. Satın Alma Gücü Paritesi	7

İKİNCİ BÖLÜM

FİYAT YAKINSAMASI LİTERATÜRÜ

2.FİYAT YAKINSAMASI LİTERATÜRÜ.....	12
--	-----------

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

METODOLOJİ

3. METODOLOJİ.....	26
3.1) Zaman Serilerinde Durağanlık.....	26
3.2) Temel Birim Kök Testleri.....	29
3.2.1. Tek Değişkenli Birim Kök Testleri.....	30
3.2.1.1. Augmented Dickey Fuller Testi.....	30
3.2.1.2. Phillips- Perron Testi.....	34
3.2.2. Panel Birim Kök Testleri.....	36
3.2.2.1. Ortak Birim Kök Süreçleri.....	37
Levin, Lin ve Chu Testi.....	38
3.2.2.2. Bireysel Birim Kök Süreçleri.....	39
a. Im, Pesaran ve Shin Testi.....	40
b. Fisher ADF ve Fisher PP Tesleri.....	41

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

VERİ SETİ

4. VERİ SETİ.....	44
--------------------------	-----------

BEŞİNCİ BÖLÜM
AMPİRİK ANALİZ

5. AMPİRİK ANALİZ.....	53
5.1. Tek Değişkenli Birim Kök Testleri.....	53
5.2. Panel Birim Kök Testleri.....	56
Mesafenin Fiyat Farklılığına Etkisi.....	59
5.3 Değerlendirme.....	62
 SONUÇ.....	 66
KAYNAKÇA.....	68
EKLER.....	74
ÖZGEÇMİŞ.....	79
ÖZET.....	82
ABSTRACT.....	83

TABLO LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 2.1: Fiyat Yakınsaması Üzerinde Mesafe Etkisini	
İnceleyen Çalışmalar	14
Tablo 2.2: Fiyat Yakınsamasında Aynı Para Biriminin	
Etkisini İnceleyen Çalışmalar.....	16
Tablo 2.3: Geçiş Ekonomisi Ülkelerinde Fiyat Yakınsamasını	
İnceleyen Çalışmalar.....	19
Tablo 2.4: Stratejik Mal Piyasalarında Fiyat Yakınsamasını	
İnceleyen Çalışmalar.....	21
Tablo 2.5: Bölgesel Fiyat Yakınsamasını İnceleyen	
Çalışmalar.....	23
Tablo 4.1: Yıllar İtibariyle En Yüksek ve en Düşük Enflasyon	
Oranına Sahip Bölgeler.....	47
Tablo 4.2: Yıllık Bölgesel Enflasyon Oranlarının	
Tanımlayıcı İstatistikleri.....	50
Tablo 4.3: Bölgelerin TR51 Ankara Bölgesine Göre Mesafeleri (km).....	52
Tablo 5.1: ADF Testi Sonuçları.....	55
Tablo 5.2: Panel Birim Kök Testi Sonuçları.....	57
Tablo 5.3: LLC Testi Sonuçları.....	58
Tablo 5.4: Mesafenin Bölgesel Fiyat Serileri Üzerinde Etkisi.....	59
Tablo 5.5: Mesafenin Görelî Bölgesel Fiyat Korelasyonları	
Üzerinde Etkisi.....	60
Tablo 5.6: Mesafenin Ortalama Yıllık Enflasyon Oranları	
Üzerinde Etkisi.....	61

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No

Şekil-1: 2004 Yılına Ait Bölgesel Enflasyon.....	48
Şekil-2: 2007 Yılına Ait Bölgesel Enflasyon.....	49
Şekil-3: Türkiye Ortalamasına Oranlı Bölgesel TÜFE.....	51
Şekil-4: İBBS Düzey-2 Bölgeleri Haritası.....	78

EKLER LİSTESİ

EK-1 İspat.....	74
EK-2 PP Testi Sonuçları	75
EK-3 Kodlar İtibariyle 26 Düzey-2 Bölgesi ve Alt Bölgeleri.....	76
EK-4 İBBS- Düzey-2 Bölgeleri Haritası.....	78

KISALTMALAR

AB: Avrupa Birliđi

ADF: Augmented Dickey Fuller Testi

AR: Otoregresif (Autoregressive)

ARMA: Otoregresif Hareketli Ortalama (Autoregressive Movement Average)

DF: Dickey Fuller Testi

EKK: En K Kareler Yntemi (Ordinary Least Squares)

GEKK: Genelleřtirilmiř En K Kareler (Generilased Least Squares)

IPS: Im-Pesaran ve Shin Testi

İBBS: İstatistiki Blge Birimleri Sınıflandırması

LLC: Levin, Lin ve Chu Testi

MA: Hareketli Ortalama (Movement Average)

PP: Phillips-Perron Testi

SGP: Satınalma Gc Paritesi

TFK: Tek Fiyat Kanunu

TFE: Tketicici Fiyat Endeksi

TİK: Trkiye İstatistik Kurumu

GİRİŞ

Neoklasik büyüme modeli ile literatüre kazandırılan yakınsama kavramı, iktisadi çalışmalarda ülkelerin veya bölgelerin, büyümeleri ve kişi başı gelirleri bakımından birbirine yakınsamasının araştırılmasında kullanılmıştır. Model, görelî olarak yoksul ülke ve bölgelerin zengin ülke ya da bölgelerden daha hızlı büyüyebileceğini ve dolayısıyla zaman içerisinde fakir ülkelerin ya da bölgelerin kişi başı gelir düzeylerinin zengin ülke ya da bölgelerin düzeylerine yakınlaşacağını öngörmektedir.

Küresel piyasalarda entegrasyonun sağlanması ve istikrarlı döviz kurlarının öneminin artmasıyla, bu durumların göstergesi olarak literatürde fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar söz konusu olmuştur. Fiyatlar yakınsadığında dünya ekonomisinin aynı seviyede rekabet edebileceği öngörülmüştür. Yakınsama kavramı, ülke ve bölge fiyatlarının yakınsamasının araştırılmasında da kullanılmıştır. Literatürde ülkeden ülkeye veya bölgeden bölgeye fiyat değişimlerinin dünya piyasalarında yakınsamasını inceleyen önemli çalışmalar yapılmıştır.

Tek Fiyat Kanunu (TFK) ve Satınalma Gücü Paritesi (SGP) teorileri fiyat yakınsamasının teorik temelini oluşturmaktadır. Tek Fiyat Kanunu'na göre, ekonomik bir varlığın fiyatı aynı dönemde diğer ülke veya bölge piyasalarında aynı olmalıdır. Bu kanun uluslararası iktisatın yapı taşı olarak görülmektedir. Kanunun daha geliştirilmiş şekli olan Satınalma Gücü Paritesi'ne göre ise, iki ülkede aynı malların fiyatları para birimi cinsinden eşit olmalıdır. Uzun dönemde para birimleri arasında her birinin satınalma gücüne göre döviz kuru belirlenmektedir. Bu iki teorinin de ampirik geçerliliği çeşitli nedenlerle her zaman gözlemlenememektedir. Piyasalar arası mesafe, kapalı ekonomi koşulları, istikrarsız para birimi, zayıf rekabet politikası, farklı piyasa tipleri (monopol, oligopol vb.), olumsuz koşullar (savaş, iklim vb.), kültür farklılığı bu nedenlerden bazılarıdır. Kısacası, fiyat yakınsamasının varlığı ülkelerde rekabetçi yapının sağlanacak olması nedeniyle çok önemlidir. Ancak kolay bir süreç değildir.

Literatürde fiyat yakınsamasını konu alan çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Bir ülkenin bölgeleri arasında aynı para birimi kullanılması ve ticaret engelleri olmaması nedeniyle fiyatların bölgeler arasında yakınsaması beklenmektedir. Bu nedenle literatürde bölgesel fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar bulunmaktadır (Das vd.

(2007); Özçiçek (2007); Morshed vd. (2006); Ratfai (2006); Vaschuk (2003); Cecchetti vd. (2002); Nenna (2001)) Kapalı ekonomiden serbest piyasa ekonomisine geçen, geçiş ekonomisine sahip ülkelerde fiyatların yakınsaması beklenmektedir. Çünkü bu ülkeler ticaret engellerinin kalkmasıyla dış piyasalara açık hale gelerek rekabetçi avantajlar elde etmişlerdir. Aynı para biriminin kullanılması ile istikrarsız döviz kuru etkisi ortadan kalkmaktadır. Avrupa Birliği (AB) ülkelerinde de ortak para birimi euro'ya geçişle birlikte fiyatların yakınsamasının ve böylece fiyat istikrarının sağlanması beklenmektedir.

Yakınsamanın varlığı yatay-kesit, panel, zaman serisi ve dağılım yaklaşımları gibi farklı yaklaşımlarla araştırılabilmektedir. Bu çalışmada zaman serisi analizi kullanılmıştır. Zaman serisi yaklaşımına göre, göreceli fiyatların durağan olması yakınsamanın varlığını gösterir. Bu nedenle literatürde fiyat yakınsaması ile ilgili çalışmalarda çoğunlukla zaman serisi yaklaşımı kullanılmıştır. Das vd. (2007), Morshed vd. (2006), Cecchetti vd. (2002), Nenna (2001) zaman serisi analizini yöntem olarak kullanarak bölgesel fiyat yakınsamasını incelemişlerdir. Çalışmada durağanlığın test edilebilmesi için birim kök test yöntemi kullanılmıştır. Tek değişkenli birim kök test yöntemi kullanılarak bireysel göreceli fiyat serileri incelenmiştir. Gözlem sayısı artırılarak panel birim kök testleri uygulanmıştır. En küçük kareler yöntemi kullanılarak mesafenin fiyat yakınsaması üzerindeki etkisi incelenmiştir.

Türkiye'de bölgesel fiyat yakınsamasını inceleyen bir çalışma olarak Özçiçek (2007)'in çalışmasında 19 ilin 1994-2003 yılları arasında 2004=100 temel yıllık aylık TÜFE verileri kullanılarak fiyat yakınsaması araştırılmıştır. Bu dönem de bölgesel fiyatlarda yakınsama görülmezken kullanılan veri dönemi, endeks ve bölgeler itibariyle çalışmamızdan önemli farklılıklar içermektedir. 1994-2003 yılları arasındaki dönemi içerdiği için çalışmamızdan önceki dönem hakkında bilgi vermektedir. Çalışmada kullanılan endeks farklıdır. 1994=100 temel yıllık endeks kullanılmıştır. Bu çalışmada ise 2003=100 temel yıllık endeks değeri kullanılmıştır. Aynı zamanda 19 ilin aylık fiyat verilerini içerirken, çalışmamız İBBS'ye göre düzey-2, 26 bölgesi için incelenmiştir.

Bu çalışmanın amacı, zaman serisi analizi kullanılarak Türkiye'de bölgeler arasında fiyat yakınsamasının varlığının araştırılmasıdır. Çalışmanın veri seti döneminde ülkede yüksek enflasyondan düşük enflasyona geçiş ve fiyat istikrarının

sağlanmasına yönelik programlar yapılmıştır. Çalışmanın sonuçları, bu dönemde uygulanan fiyat istikrarını sağlamaya yönelik politikaların etkinliği ile ilgili bilgi verdiği için önemlidir. Bildiğimiz kadarıyla literatürde bu dönem de Türkiye’de İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS)’na göre fiyat yakınsamasını inceleyen bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu nedenle düzey-2’ye göre 26 bölgenin tüketici fiyat endeksleri veri olarak kullanılarak Türkiye’de fiyat yakınsaması incelenmiştir. Çalışma 2003 yılı Ocak ayından 2008 yılı Mayıs ayına kadar 65 aylık dönemi içermektedir.

Çalışmanın birinci bölümünde, fiyat yakınsamasına ilişkin TFK ve SAGP teorileri incelenmiştir. İkinci bölümde ise literatürde fiyat yakınsamasının varlığını inceleyen çalışmalar incelenmiştir. Bu çalışmalar, fiyat yakınsamasında mesafenin engelleyici etkisini, aynı para birimi kullanılmasının etkisini, geçiş ekonomisi ülkelerinde serbestleşmenin etkilerini, stratejik mal piyasalarında fiyat yakınsamasını ve bölgesel fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar olarak sınıflandırılmıştır. Üçüncü bölümde, zaman serilerinde durağanlık kavramı incelenerek fiyat yakınsamasını açıklamaya yardımcı olan tek değişkenli ve panel birim kök testleri anlatılmıştır. Dördüncü bölümde, çalışmada kullanılan bölgesel Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) veri seti ve mesafe etkisini açıklamak için kullanılan mesafe verileri açıklanmıştır. Son olarak, beşinci bölümde ise Türkiye’de bölgesel fiyat yakınsamasının varlığının açıklanabilmesi için ekonometrik tahminlemeler gerçekleştirilmiş, mesafenin fiyat yakınsaması üzerindeki etkisi incelenmiş ve genel bir değerlendirme yapılmıştır. Çalışma sonuç kısmıyla sona ermektedir.

1. BÖLÜM

FİYAT YAKINSAMASINA İLİŞKİN TEORİLER

Neoklasik büyüme modeliyle önemi vurgulanan yakınsama kavramı ülkeler ve bölgeler arasında büyüme oranı ve kişi başı gelir cinsinden yakınsama olarak incelenmiştir. Son dönemlerde yapılan bazı çalışmalar ise ülkelerin veya bölgelerin fiyatlarının birbirine yakınsamasını araştırmaya yönelik olmuştur. Das vd. (2007), Funke vd. (2007), Fan vd. (2005), Bukenya vd. (2005), Gluschenko (2004), Rivero vd. (2004), Vaschuk (2003), Cecchetti vd. (2002), Cushman vd. (2001) örnek olarak gösterilebilir. Çalışmanın ilk bölümünde fiyat yakınsamasının teorik temeli olan “Tek Fiyat Kanunu ve Satınalma Gücü Paritesi” teorileri araştırılmıştır.

1.1) Tek Fiyat Kanunu

Uluslararası makroekonominin temel taşı olarak görülen Tek Fiyat Kanunu (TFK)’na göre, ticarete konu olan bir ekonomik varlığın, aynı anda tüm piyasalarda fiyatı tam rekabet koşulları altında aynı olmalıdır. Bir mal ne kadar homojen, kolay taşınabilen ve bozulmayan nitelikte ise TFK o kadar geçerli olacaktır. TFK, bireysel mallara uygulanmaktadır. Piyasalar arasında TFK’nunun varlığı demek, piyasa entegrasyonunun başarıyla sağlanmış olması demektir. Piyasa entegrasyonu ise güçlü rekabet ortamının yaratılması anlamına gelmektedir.

Uygulamada kanunun geçerliliği her zaman söz konusu olmamaktadır. Ulaşım maliyetleri, tarife ve tarife dışı engeller, nominal döviz kurunda dalgalanmalar, verimlilik farklılıkları, ortak para biriminin olmaması kanunun var olması için engel olmaktadır. Avrupa Birliği (AB) ülkelerinde tarifeler, ticaret kotaları, resmi olmayan engeller ortadan kaldırıldığı ve ortak para birimi kullanıldığı için kanunun geçerli olma olasılığı yüksektir. Bu ülkeler için mesafeden kaynaklanan ulaşım maliyetleri kanunu engelleyici unsur olarak görülmektedir. Aynı şekilde bir ülkenin bölgeleri arasında da ticaret engelleri ve farklı para birimi etkileri olmadığı için TFK’nunun var olması beklenmektedir.

Taşımacılık maliyetleri, döviz kuru riski, ticaret engelleri ülkeler arasında arbitraj maliyetini arttırmaktadır. Bir piyasada a malına talep fazlası olduğunda fiyatlar artacağı için bu mal ucuz olduğu bölgede daha düşük fiyattan satın alınır ve bu bölgede yüksek fiyattan satılmaktadır. Piyasa tam entegre ise a malına ait fiyat $P_{1,t}^a$, diğer bölgede ise $P_{2,t}^a$ fiyatına eşit, nakliye maliyeti ise K_t ,

$$P_{1,t}^a = P_{2,t}^a + K_t \quad (1.1)$$

denklem 1.1 durumunda arbitraj karı olmadığından ticaret için teşvik edici unsur bulunmamaktadır. Denklem 1.2’de ise arbitrajın olduğu durum söz konusudur.

$$|P_{1,t}^a - P_{2,t}^a| > K_t \quad (1.2)$$

Nakliye maliyetleri ve ticaret engelleri olduğu sürece arbitraj maliyeti vardır. Bu unsurlar arbitrajcının karını azaltmaktadır. Arbitraj, iki bölgede fiyatları eşitleyemez. Arbitraj sadece fiyat farkı nakliye maliyetini aşarsa var olduğu için iki bölgede fiyatları eşitleyememektedir (Vaschuk, 2003).

TFK, piyasa entegrasyonunun ölçüsü olarak görülebilmektedir. Gelişmekte olan ülkeler, gelişmiş ülkelerle karşılaştırıldığında küresel piyasalara daha entegre oldukları görülmektedir (Yang, 2000). Özellikle geçiş ekonomisi ülkeleri piyasa entegrasyonuna uyum sürecinde pazarlarını dış piyasalara açarak AR-GE yaratma sürecine girmekte ve doğrudan yabancı yatırımları ülkelerine çekmektedirler. Piyasa entegrasyonu kısa dönemde sapmaların fazla olması nedeniyle uzun dönemde ilişki olarak test edilmektedir. TFK, uzun dönemde var olabilmektedir. Kanunun var olmaması durumunda ise, tüketiciler aynı mala farklı piyasalarda farklı fiyatlar ödeyeceği için piyasalarda refah kaybı oluşmaktadır. Bu durum etkinsizliğe (fiyat yapışkanlığına) yol açmaktadır. Dalgalı döviz kurları, TFK’nun geçerliliği için engel oluşturmaktadır. Sabit döviz kuru altında kanun var olabilmekte ancak refah kaybı tüketimdeki oynaklıktan kaynaklandığı için piyasada etkinsizlik değişmemektedir (Engel, 1999).

Tam rekabet piyasasının olması, TFK için yeterli koşul olarak görülmektedir. Çünkü bu piyasada alıcılar ve satıcılar ticari malların niteliği ve fiyatları hakkında tam bilgiye sahiptir. Diğer bir değişle bilgiye ulaşma maliyeti bulunmamaktadır. Aynı zamanda bu piyasada malların homojenliği söz konusudur.

TFK, mutlak ve görelî olarak iki çeşittir. Mutlak tek fiyat kanunu'na göre ticaret açık ve maliyetsiz olduğunda benzer mallar nerede satılırsa satılsın aynı fiyattan ticaret yapılmalıdır. $P_{i,r,t}$ ve $P_{i,s,t}$, t zamanında i malının r ve s bölgelerinde fiyatlarıdır. Mutlak tek fiyat kanunu'na göre iki bölgenin fiyatlarının birbirine oranı 1'e eşit olmaktadır (bkz. denklem 1.3).

$$\frac{P_{i,r,t}}{P_{i,s,t}} = 1 \quad (1.3)$$

Görelî tek fiyat kanunu'na göre ise i malının fiyat değişim oranı iki bölgede aynı olmaktadır (bkz. denklem 1.4). Mutlak tek fiyat kanununa göre daha az kısıtlayıcıdır. Ticaret engelleri ve ulaşım maliyetleri nedeniyle, mutlak tek fiyat kanununun uygulanabilirliği daha azdır. Ancak çalışmalarda daha fazla dikkate alınmaktadır.

$$\frac{(P_{i,r,t} / P_{i,r,t-1})}{(P_{i,s,t} / P_{i,s,t-1})} = 1 \quad (1.4)$$

Mutlak tek fiyat kanununda fiyat yakınsaması denklem 1.5'te görüldüğü gibi tüm dönemlerde eşit olmaktadır.

$$\begin{aligned} P_{i,r,t} &= P_{i,s,t} \\ P_{i,r,t-1} &= P_{i,s,t-1} \end{aligned} \quad (1.5)$$

Görelî tek fiyat kanununda tüm dönemlerde r bölgesinin fiyatı, s bölgesindeki fiyatla orantılı olmaktadır (bkz. denlem 1.6).

$$\frac{P_{i,r,t}}{P_{i,s,t}} = \frac{P_{i,r,t-1}}{P_{i,s,t-1}} \quad (1.6)$$

Özetle, uluslararası iktisatın yapı taşı olan TFK, bir mal ne kadar homojen, kolay taşınabilen ve bozulmayan nitelikte ise o kadar geçerli olmaktadır. Kanunun varlığı piyasa entegrasyonunun başarıyla sağlandığını göstermektedir. Tam rekabet piyasasında, üreticiler ve tüketiciler tam bilgiye sahip olduğu için bilgiye ulaşma maliyeti yoktur. Aynı zamanda piyasada malların homojen nitelikte olduğu varsayılmaktadır. Bu piyasada fiyatların anlık olarak birbirine yakınsaması

beklenmektedir. Bir ülkenin bölgeleri arasında döviz kuru etkisi ve farklı para birimi etkileri olmadığı için ülkelere göre kanunun başarılı olması daha muhtemel olmaktadır. Ancak ulaşım maliyetleri, tarife ve tarife dışı engeller, nominal döviz kurunda dalgalanmalar, verimlilik farklılığı, yapışkan fiyatlarla farklı para birimi nedeniyle kanun başarısız olmaktadır. Mesafeler ve maliyetler arttıkça fiyat farklılıkları ve arbitraj maliyetleri artmaktadır. Uzun dönemde fiyatlar üzerinde sapmanın etkileri ortadan kalkacağı için TFK var olmaktadır.

1.2) Satınalma Gücü Paritesi

Satınalma Gücü Paritesi (SGP) teorisi, tek fiyat kanununun geliştirilmesi ile oluşturulmuştur. İki ülkede aynı malların fiyatları, fiyatları etkileyen unsurların yokluğunda aynı para birimi cinsinden eşitlenmektedir. SGP, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını gidererek GSYH ve bileşenlerinin uluslararası karşılaştırmalarına olanak veren ortak değişim oranıdır. Temel amacı, uluslararası karşılaştırmalara yönelik göstergelerin elde edilmesidir (TÜİK, 2008; 2).

Uzun dönemde para birimleri arasında her birinin satınalma gücüne göre döviz kuru ayarlanmaktadır. Döviz kuru kullanılarak ortak bir para birimine dönüştürülen harcamalar, sadece satın alınan mal ve hizmetin hacmini değil, aynı zamanda ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını yansıtmaktadır (TÜİK, 2008; 2). Döviz kuru, malların verilen sepeti için farklı para birimlerinin satınalma gücünü eşitlemektedir. Aynı zamanda bu döviz kuru, ülkelerin yaşam standartlarını karşılaştırmak için kullanılmaktadır. Teorinin önemli varsayımı, uzun dönemde satınalma gücü paritesi varsa, reel döviz kurlarının değişmeyeceği olmaktadır.

Teorinin daha iyi açıklanabilmesi için döviz kuru ile SGP arasındaki fark ortaya koyulmalıdır. Döviz kuru, ekonomik, siyasi, ve idari kararların etkisi altında kalan ve bu alanlardaki değişimlerden etkilenen bir değişim oranıdır. Paranın satın alacağı döviz miktarını göstermektedir. SGP ise, ülkelerin para birimlerinin reel satınalma gücünün bir göstergesidir. Paranın satın alabileceği mal ve hizmet miktarını gösterir. SGP temelindeki uluslararası karşılaştırmalar üretim, verimlilik ve refah düzeylerinin karşılaştırılmasında daha uygun sonuçlar verirken, ithalat, ihracat değerlerinin

karşılaştırılması belirli bir ihracat düzeyini karşılamak için ne kadar ithalat yapılacağı türünden araştırmalar için döviz kurunun kullanılması gerekmektedir (TÜİK, 2008; 6).

SGP teorisi, bir ülkenin para birimi ile diğer ülkenin para birimi arasında değişim oranının, bu para birimlerinin yurtiçi satınalma güçleri eşdeğer olursa dengede olabileceğini ileri sürmektedir (Gücelioğlu, 1986)¹. Teorinin temeli, döviz kurlarının fiyat seviyesi ilişkileri tarafından kontrol edilmesine dayanmaktadır. Çünkü, iki ülkenin göreceli fiyat seviyelerindeki değişim, döviz kurlarında değişmeye neden olmaktadır. Oysa, döviz kurlarındaki değişim fiyat seviyelerinin değişmesine neden olmamaktadır (Terborgh, 1926). Uluslararası gelişmişlik karşılaştırmalarında döviz kuru uygun bir değişim oranı olarak kabul edilememektedir. Başlıca nedenleri, kur dalgalanmaları, kurların bir ülkede üretilen mal ve hizmetlerin fiyat düzeyini yansıtmaması ve faiz oranları, sermaye akışı gibi faktörlerden de etkilenmesidir (TÜİK, 2008; 3).

G. Cassell SGP teorini ortaya atan ilk iktisatçıdır (Yıldırım, 2003). II. Dünya Savaşı sırasında sabit döviz kuru sisteminin işleyişinin bozulmasından sonra hangi döviz kuru paritesinin uygulanması gerektiği düşüncesiyle ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını gidererek reel mal ve hizmet hacminin karşılaştırmasına yönelik yöntem arayışlarının sonucu olarak ortaya çıkmıştır. 1970’li yılların başında Bretton Woods sözleşmesi ile doların altına bağlanmasına son verilip dalgalı döviz kuruna geçilmiştir. Dalgalı döviz kuruna geçiş karar verilmesi için temel yaklaşım, “parasal yaklaşım”dır. Bu yaklaşım ile SGP döviz kurunun sürekli var olduğu varsayılmaktadır. Döviz kuru iki paranın göreceli fiyatı olduğu için, ayrı para piyasalarında arzın ve talebin dengesi tarafından bu göreceli fiyat tanımlanmaktadır (Taylor, 2004). Dalgalı döviz kurunun ilk dönemine ilişkin yapılan çalışmalarda rassal yürüyüş hipotezini reddetmenin zor olduğu bulunmuştur (Rogoff, 1996). 1970’li yılların sonlarına doğru ise veride artış ve istikrarlı döviz kurları teorisinin varlığını göstermek için yeterli olmuştur. 1980’li yıllarda zaman serisi tekniklerinde ilerlemeler sonucu teori ile ilgili çalışmalar artmıştır. Reel döviz kuru davranışını araştırmak için kullanılan birim kök testlerini daha güçlü hale getirmek için uzun dönemli ve panel veri teknikleri kullanılmıştır. Uzun dönemli veri kullanımı, reel döviz kurlarında ortalama dönüşün

¹ Gücelioğlu Ö., “Satınalma Gücü Paritesi Metodolojisi”, SGP Semineri, 1986, Ankara, Saraçoğlu M. “Ülkelerin Refah Düzeyi Karşılaştırmalarında Bir Ölçüt; Satınalma Gücü Paritesi”, Mevzuat Dergisi, No:9, Eylül, 1998, çalışmasından alınmıştır.

nedeni olarak gösterilmektedir (Rogoff, 1996). 1990'lı yıllar boyunca varyans oranları, eşbütünleşim ve hata düzeltme modeli gibi farklı yaklaşımlar kullanılmıştır.

SGP, ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını yok ederek ulusal para birimlerine dönüştüren bir orandır. Bu durumda yabancı veya yurtiçi fiyatların birisi veya ikisi birden değişirse nominal döviz kuru, bu farkı kaldıracak ve reel döviz kurunu bulunduracak şekilde değişmelidir. Reel döviz kurları satınalma gücü paritesi teorisine göre hareket ederse, reel döviz kuru değişmeyeceğinden nominal döviz kurundaki değişimler ülkelerin uluslararası rekabet gücünü etkilemeyecektir (Yıldırım, 2003).

Teori, belirli mal ve hizmetlerin değişik ülkelerde satın alınması için gereken ulusal para miktarlarının birbirine oranı şeklinde tanımlanmaktadır. Denklem 1.7' deki şekliyle ifade edilebilir;

$$k\left(\frac{S_t P_t^*}{P_t}\right) = 1 \quad (1.7)$$

Formül de S_t , cari dönemde döviz kurları, P_t^* , cari dönemde yabancı ülke fiyat seviyeleri, P_t ise cari dönemde fiyat seviyesidir. k , sabit terimi ifade etmektedir. Denklem logaritmik ifade ile denklem 1.8' de yeniden düzenlenir.

$$s_t = \alpha + p_t \quad (1.8)$$

Burada $s_t = \log(S_t)$, $\alpha = -\log(k)$ ve $p_t = \log\left(\frac{P_t}{P_t^*}\right)$ eşitlikleridir. Nominal döviz kuru, yurtiçi fiyatların yabancı ülke fiyat seviyelerine oranı olarak ifade edilmektedir. Sabit terimli döviz kuru ve cari dönemde fiyat seviyesi regresyon denklemi olarak yazılabilir (bkz. denklem 1.9).

$$s_t = \alpha + \beta p_t + u_t \quad (1.9)$$

Regresyon modelinin gücünün artması için iki koşul göz önünde bulundurulmalıdır. Döviz kurları (S_t) ve TÜFE oranları (p_t), eşbütünleşim halinde olmalı ve β parametresi 1'e eşit olmalıdır.

SGP'nin mutlak ve görel olarak iki çeşidi bulunmaktadır. Mutlak SGP'ne göre denge döviz kuru yurt içi fiyat seviyesinin yabancı fiyat seviyesine oranı tarafından belirlenmektedir (bkz. denklem 1.10)

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (1.10)$$

Denklemden P , yurt içi fiyat seviyesi, P^* yabancı ülke fiyat seviyesi ve S nominal döviz kurudur. Doğal logaritmaları cinsinden nominal döviz kuru $s_t = p_t - p_t^*$ eşitliğine dayanmaktadır. Bu durumda reel döviz kuru $q_t = s_t - p_t + p_t^*$ eşitliği ile ifade edilmektedir. Mutlak SGP, bir para biriminin yurtiçi ve yabancı ekonomide satınalma gücü eşit olduğunda var olmaktadır. Ancak aynı malların sepetinin iki farklı ülkede aynı olup olmadığının belirlenmesi zor olduğu için eleştirilmektedir. Bu nedenle görelî SGP ileri sürülmüştür. Görelî SGP teorisi, fiyat endekslerinde temel döneme göre değişim tarafından ölçülmektedir (bkz. denklem 1.13).

$$S_t = P_t - P_t^* - k \quad (\text{cari dönem}) \quad (1.11)$$

$$S_0 = P_0 - P_0^* - k \quad (\text{temel dönem}) \quad (1.12)$$

$$S_t - S_0 = \tilde{P} - \tilde{P}^* \quad (1.13)$$

Burada $\tilde{P} = P_t - P_0$ ve $\tilde{P}^* = P_t^* - P_0^*$ eşitliklerini ifade etmektedir. Denklem 1.13, görelî SGP'nin geleneksel gösterimidir. Görelî SGP, yurtiçi ve yabancı fiyat endekslerinde döviz kurunda büyüme oranı farklılığını dengelemektedir. İki ülkenin görelî enflasyon oranları ve para birimlerinin döviz kurunda değişim ilişkisini göstermektedir. Mutlak SGP geçerli olursa, görelî SGP'de var olmaktadır. Oysa, görelî SGP geçerli olduğunda mutlak SGP'nin var olması gerekmemektedir. Çünkü değişimler muhtemelen iki para birimi için farklı satınalma gücü seviyelerinde nominal döviz kurunda olmaktadır (Taylor, 2004).

Teorinin geçerliliği savunulduğu kadar, eleştirilerde söz konusudur. Terborgh (1926) çalışmasında SGP'nin eleştirilmesinin nedenlerini araştırmıştır. İlk olarak, SGP teorisi, genel fiyat seviyelerini kullanır. Ancak farklı ülkeler için farklı fiyat seviyeleri bulunmaktadır. Çünkü fiyatlar tarifeler, dış borçlanma, eşit olmayan ulaşım maliyetleri ve ülkelerde endekslerin farklı yöntemlerle hesaplanması sonucu farklılık göstermektedir. Bu durumda denge reel döviz kuru değişebilmektedir ve satınalma gücü paritesinden sürekli bir sapma meydana gelecektir. İkincisi, SGP'leri genel fiyat

seviyelerinden hesaplanmaktadır. Fiyat endeksleri, bir önceki dönemden ıraksama gösterdiğinde fiyatlar uluslararası malların fiyat ayarlaması tarafından tekrar kurulmaktadır. Bazı ülkelerin fiyat endeksleri diğerlerine göre daha ağırlıklı olarak ihracat ve ithalat mallarına sahiptir. Bu nedenle yurtiçi ve uluslararası malların fiyatları karşılaştırıldığında çok farklı sonuçlar çıkabilmektedir. Son olarak, SGP ve cari döviz kuru arasında istatistiki ilişkinin hiçbir anlamı bulunmamaktadır. Çünkü, yurtiçi fiyatları döviz kuru değişimlerinin sonucu gibi davranmaktadır.

Sonuç olarak, TFK'nun genişletilmesi ile ortaya çıkan SGP teorisi, ülkelerin para birimlerinin reel satınalma gücünün bir göstergesidir. Paranın satın alabileceği mal ve hizmet miktarını gösterir. Teori, uzun dönemde satınalma gücü paritesi varsa, reel döviz kurlarının değişmeyeceğini varsaymaktadır. SGP, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını gidererek GSYH ve bileşenlerinin uluslararası karşılaştırılmasını sağlayan bir değişim oranıdır. En basit şekilde iki ülkede aynı tanıma sahip bir ürünün fiyat oranı şeklinde hesaplanmaktadır. Teorinin geçerliliği savunulduğu kadar çeşitli eleştirilerde bulunmaktadır. Çünkü, SGP genel fiyat seviyeleri tarafından hesaplanmaktadır ve bu fiyatları kullanmaktadır. Ayrıca, cari döviz kuru ile arasında anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır.

2. BÖLÜM

FİYAT YAKINSAMASI LİTERATÜRÜ

Önceki bölümde fiyatların yakınsamasının gerekçelerinin “Tek Fiyat Kanunu” ve “Satılma Gücü Paritesi” teorileri olduğu belirtilmişti. Tek Fiyat Kanunu teorisine göre, bir malın fiyatı aynı zamanda diğer ülkelerin piyasalarında da aynı olmalıdır. Satılma Gücü Paritesine göre ise, fiyatları etkileyen maliyetlerin yokluğunda iki ülkede aynı malların fiyatları aynı para birimi cinsinden eşitlenmelidir. Uzun dönemde para birimleri arasında her birinin satın alma gücüne göre döviz kuru ayarlanmaktadır. Ülkeler arasında fiyat düzeyi farklılıklarının giderilerek uluslararası karşılaştırmaların yapılabilmesi amaçlanmıştır.

Fiyat yakınsamasında teorik olarak beklenti, fiyatların ülkeden ülkeye, bölgeden bölgeye aynı olması değildir. Fiyat değişimlerinin dünya piyasalarında birbirine yakınsamasıdır (Hufbauer vd., 2002). Değişimlerin birbirine yakınsaması, piyasalar arasında fiyat istikrarının olduğu hakkında bilgi vermektedir. Bu durumun gereği olarak piyasalarda TFK ve SGP var olması sağlanmalıdır. Hufbauer vd. (2002)’ne göre yapılan incelemeler sonucu piyasalarda fiyat yakınsamasının dünyaya getirisinin, en az yıllık 600 milyar \$ olduğu hesaplanmıştır. Çalışmalarında fiyat yakınsamasının faydalarını sadece ticari malları kullanarak basit kısmi denge yöntemiyle araştırmışlardır. Fiyatlar birbirine yakınsarsa dünya ekonomisi aynı seviyede rekabet eder duruma gelebilmektedir. Diğer bir değişle, küresel piyasa entegrasyonu sağlanmış olmaktadır. Piyasa entegrasyonuna uyum sürecinde özellikle gelişmekte olan ülkelerde doğrudan yabancı yatırımların ülkeye çekilmesi üretim ve dağıtım teknolojisini geliştirebilmektedir. Ülkenin doğrudan yabancı yatırımlar yoluyla dünya ekonomik entegrasyonuna uyum sağlaması, yeni yollar, havayolları, limanlar kısacası önemli altyapı maliyetlerini gerektirmektedir. Bu değişimlerin kısa dönemde gerçekleşmesi kolay değildir. Süreci başarıyla atlatan ülkeler (örn; Hindistan, Pakistan ve diğer yükselen piyasalar) rekabetçi özelliklerinin artmasıyla daha güçlü rakiplere sahip olacaktır (Hufbauer vd., 2002; 12).

Fiyatların yakınsaması süreci, çeşitli engeller nedeniyle zor olmaktadır. Fiyatların yakınsamasında engellerin mesafenin azlığı, uygulanan kamu politikası

sonucu serbest ticarete geçilmesi ve yatırımın çekilmesi, para birimi istikrarsızlığının en az seviyeye indirilmesi, ortak para birimi kullanılması, güçlü bir rekabet politikası uygulanması, yeni teknolojilerin uygulanması (ucuz hava taşımacılığı, haberleşme, hızlı teslim hizmetleri ve e- ticaret) ve kültür farklılıklarının azlığı ile giderilmesi mümkün olmaktadır.

Ülkeler, bölgeler veya piyasalar arasında fiyat yakınsamasının olması demek, piyasa entegrasyonunun sağlanmış olması ve döviz kurlarının istikrarlı olması demektir. Bu nedenle fiyat yakınsaması konusunda çalışmalar yapılmaktadır. Çalışmalarda ülkeler ve bölgeler arası mesafelerin ve sınır etkilerinin fiyat yakınsamasını engelleyici etkisi araştırıldığı gibi Avrupa Birliği ülkelerinde de euro ortak para birimine geçildikten sonra tek para biriminin kullanılmasının fiyatların yakınsamasına etkisi ve birliğe yeni katılan ülkelerin fiyat yakınsamasına etkisini inceleyen çalışmalar yapılmıştır. Çalışmalarda geçiş ekonomileri incelenerek serbest piyasa ekonomisine geçişle ticarete serbestliğin fiyat yakınsamasına etkisi incelenmiştir. Stratejik mal piyasalarında da (petrol, buğday, araba, pirinç, benzin) fiyat yakınsamasını konu alan çalışmalar yapılmıştır. Bir ülkenin bölgeleri arasında aynı para biriminin kullanılması ve ticaret engellerinin olmaması nedeniyle ülke içinde fiyat yakınsamasının var olabileceği düşüncesiyle bölgesel fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar yapılmıştır.

Ülkeler, şehirler ve bölgeler arasında mesafeler arttıkça ulaşım maliyetleri artmaktadır. Bu durum arbitraj maliyetlerini yaratmaktadır. Ulaşım maliyetlerinin sonucu olarak mal ve hizmetlerin maliyetleri artarak fiyat farklılıklarını arttırmaktadır. Engel ve Rogers (1996), Parsley ve Wei (1996), Ceglowski (2003) çalışmalarında mesafenin fiyat yakınsamasındaki etkisini araştırmışlardır (bkz. Tablo 2.1). Engel ve Rogers (1996), ABD ve Kanada şehirleri için tüketici fiyat endekslerini kullanarak tek fiyat kanunu'n dan sapmaları mesafe etkisi ile açıklamışlardır. Bu iki ülke aynı sınırı paylaşmaktadır ve aralarında ticaret serbestliği bulunmaktadır. EKK yöntemine göre, göreceli fiyat serisinin mesafedeki artışla değişiminin artması beklenmektedir. Sonuç olarak, incelenen 14 mal için mesafenin, şehirler arasında fiyatların farklılaşmasında etkisi olduğu görülmüştür. Fiyatların farklılığı ise ABD şehirleri arasında Kanada şehirlerinden daha yüksektir. Parsley ve Wei (1996), ABD'de 48 şehirde 51 malın tüketici fiyatlarının temel bölge New Orleans'a göre fiyat farklılıklarında mesafe

etkisini incelemişlerdir. Temel şehir olarak bütün şehirlere uzak mesafede olan New Orleans seçilmiştir. Tüm mal grupları için yapılan birim kök testte durağanlık olmadığı boş hipotezi reddedilerek, serilerin durağan olduğu ve yakınsamanın olduğu bulunmuştur. Ticari mallar fiyat seviyelerine çok hızlı yakınsamaktadır. Mesafenin etkisi incelendiğinde birbirine uzak olan şehirlerin fiyatlarının yakınsama hızının zayıf olduğu bulunmuştur. Ceglowski (2003), çalışmasında Toronto şehrine göre 25 Kanada şehrinin 45 tüketici malı için fiyat davranışını araştırmıştır. Bu çalışmada da temel olarak diğer şehirlere eşit uzaklıkta bir şehir değil, en uzak mesafede olan Toronto şehri seçilmiştir. Uzun dönemde fiyatlar arasında yakınsama olduğu bulunmuştur. Çalışmada mesafenin fiyat farklılıklarını arttırıcı etkisi olduğu görülmüştür.

Tablo 2.1: Fiyat Yakınsaması Üzerinde Mesafenin Etkisini İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Yıl	Dönem	Veri	Yöntem	Sonuç	Yarı Ömür
Ceglowski J.	2003	1976:2 1993:2	25 Kanada şehrinde 48 tüketici malı fiyatı Toronto şehrine göre	Tek değişken ADF testi, EKK	Uzun dönemde boş hipotez reddedilir. Mesafe fiyat farklılıklarını attırır.	0,1-2,1yıl arası
Engel C. Rogers J.	1996	1978:6 1994:12	23 Kuzey Amerika şehrinde 14 mal grubunun tüketici fiyat endeksi	EKK	Mesafe fiyat farklılıklarını açıklamaktadır	-
Parsley D. Wei S. J.	1996	1975:1 1992:4	ABD’de 48 şehirde 51 mal fiyatının New Orleans fiyatlarına göre paneli	Panel birim kök Levin Lin testi, EKK	Boş hipotez reddedilir. Yakınsama vardır. Mesafe fiyat farklılıklarını arttırır, yakınsama hızını yavaşlatır.	Dayanıklı mallar için 5 çeyrek Dayanaksız mallar için 4 çeyrek Hizmetler için 15 çeyrek

Ülkeler arasında aynı para biriminin kullanılması döviz kurundan kaynaklanan fiyat farklılıklarının yok olmasını sağlayacağı için bu ülkelerde fiyat yakınsamasının gözlemlenmesi beklenmektedir. Avrupa Birliği (AB) ülkeleri için ortak para birimi euro’ya geçiş sonrasında ortak para biriminin kullanılmasının fiyat yakınsaması üzerindeki etkisini konu alan ciddi çalışmalar yapılmıştır. Aynı para biriminin kullanılmasıyla AB ülkeleri arasında döviz kurundan kaynaklanan olumsuz etkilerin giderildiği görülmüştür. Rivero ve Pareja (2004), Funke ve Koske (2007), Gajewski ve

Kowalski (2004), Faber ve Stockman (2004), Maier ve Cavelaars(2004), çalışmalarında Avrupa Birliği ülkelerinde fiyat yakınsamasını araştırmışlardır (bkz.Tablo 2.2).

Funke ve Koske (2007), AB-15, yeni AB-10 ve AB-25 ülkeleri için 3 ayrı panel çalışma yapmışlardır. 90 tüketici fiyat endeksi verisi, 11 mal ve hizmet grubu için aylık verilerle incelenmiştir. 10 yeni AB üyesi ülkede yakınsama hızının daha yavaş olduğu bulunmuştur. İtalya ve Fransa'nın fiyatları görece olarak alındığında serilerin durağan olduğu, Avrupa Para Birliği (EMU) üyesi olmayan İsveç görece ülke alındığında ise yakınsama oranının çok yavaş olduğu bulunmuştur. Döviz kurunun fiyat yakınsamasını engelleyici etkisi görülmüştür. Gajewski ve Kowalski (2004), AB ülkeleri arasında ekonomik entegrasyon sürecinde fiyat ilişkilerini ve ortak para birimi etkilerini araştırmışlardır. Luxemburg ve Portekiz'in veri eksikliği nedeniyle alınmadığı çalışmada AB-13 ülkesi üzerine çalışılmıştır. Almanya'nın finansal alandaki gücü ile görece ülke alındığı çalışmada yavaş oranda (23 yıl) fiyat yakınsaması bulunmuştur. Yakınsama yüksek enflasyon seviyelerine doğru olmaktadır. Çalışma diğer çalışmalardan farklı olarak, görece fiyatların büyüme oranlarını açıklamak için ücret-fiyat mekanizmasına dayanmaktadır. Ücretler Yunanistan, İtalya ve İspanya'da daha yavaş yakınsamaktadır. Ücretlerin fiyatlardan daha hızlı yakınsadığı bulunmuştur (13,5 yıl). Rivero ve Pareja (2004), AB ülkeleri arasında piyasa entegrasyonu ve fiyat yakınsaması arasında ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada ortak para birimine geçilmediği dönemde Almanya görece ülke alınmıştır. Almanya'nın görece ülke seçilmesinin nedeni, Avrupa Para Sistemi'nde merkezi bir ülke olmasıdır. Panel birim kök yöntemlerin kullanıldığı çalışmada ticari mallar için fiyat yakınsaması bulunmuştur. Faber ve Stockman (2004), Avrupa'da 43 yıllık bir dönemde EMU-11 ve DM-4 bölgeleri için piyasa entegrasyonunu makro açıdan uzun dönemde araştırmışlardır. Ölçekli HICP² (Harmonized Indices of Consumer Prices) temelinde fiyat yakınsaması araştırılmıştır. Avrupa'da fiyat yakınsaması için güçlü kanıt bulunmuştur. Fiyat yakınsaması için maliyet yakınsaması ve döviz kurunun istikrarının önemli olduğu görülmüştür.

² Harmonized Indices of Consumer Prices; ülkeler arasında tüketici fiyatlarını karşılaştıran endekstir.

Tablo 2.2: Fiyat Yakınsamasında Aynı Para Biriminin Etkisini İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Yıl	Dönem	Veri	Yöntem	Sonuç	Yarı Ömür
Funke K. Koske I.	2007	1995:1 2005:3	Aylık 90 tüketici fiyat endeksi için mal ve hizmetlerin 11 grubu	Panel birim kök testleri Levin Lin, Im- Pesaran- Shin, ADF Fisher testleri	Boş hipotez reddedilir. Fransa ve İtalya'ya göre alındığında red gücü daha yüksek. AB-10 yeni ülke için yakınsama hızı daha yavaştır.	2 yıl
Rivero S. S. Pareja S. G.	2004	1975- 1995	Almanya'ya göre AB-12 ülkeleri için aylık tüketici fiyat endeksi verileri	Panel birim kök testleri ADF, Levin Lin	Boş hipotez reddedilir.	115 ay
Gajewski P. Kowalski J.	2004	1970- 2002	Lüksemburg ve Portekiz hariç AB-13 ülkesinin yıllık fiyat, ücret ve emek verimliliği verileri kullanılmıştır. Almanya temel ülke seçilmiştir.	Fiyat ve ücretlerin koşullu yakınsaması ve panel birim kök testi ADF regresyonu uygulanmıştır.	Birim kök boş hipotezi reddedilir. AB ülkeleri arasında fiyatlar yakınsar.	23 yıl fiyat yakınsaması 13,5 yıl ücret yakınsaması
Faber R. P. Stockman C. J.	2004	1965- 2003	EMU-11 ve DM-4 bölgeleri için aylık ölçekli HICP endeksi verisi	Birim kök ADF testi.	Avrupa'da fiyat yakınsaması kabul edilir.	-
Maier P. Cavelaars P.	2004	1991:1 2002:7 1995- 1997	Doğu ve Batı Almanya için aylık fiyat verileri	Birim kök ADF testi	Ortak para birimine geçiş sonrası fiyatlar arasında yakınsama vardır.	--
Coleman A. Daglish T.	1998	1988: 12 1993:12	34 malın Avustralya ve Yeni Zelanda'da çeyrek veri fiyatları	Eşbütünleşim yöntemi	Döviz kuru etkileri ile iki ülkenin fiyatları aynı şekilde hareket etmemektedir.	-

Maier ve Cavelaars (2004), Almanya'nın birleşmesinden sonra bölgeler arası fiyat yakınsamasını aynı para birimi etkilerini dikkate alarak incelemişlerdir (bkz. Tablo-2.2). Bölgeler arası enflasyon farklılıkları görülürse, ortak para biriminin olmadığı bölge için bölgesel refah kaybolmaktadır. Doğu-Batı Almanya'da birleşme sonrasında ve ortak para birimine geçmeden önce iki ekonomi arasında büyük fiyat farklılıkları bulunmaktadır. Ortak para birimine geçildikten sonra fiyatların yakınsadığı görülmektedir. Coleman ve Daghish, Avustralya ve Yeni Zelanda arasında fiyatların birlikte hareket edip etmediğini araştırmışlardır. İki ülke arasında piyasa entegrasyonu dikkate alınmaktadır. Eşbütünleşim yöntemi kullanılan çalışmada, Yeni Zelanda fiyatlarının Avustralya fiyatları ile aynı hareket etmediği bulunmuştur. Fiyatlar ortalama Avustralya fiyatlarına yakınsamamaktadır. Yeni Zelanda fiyatları, döviz kuru şoklarından çok etkilenmektedir. Yeni Zelanda-Avustralya reel döviz kuru çok değişkendir. Diğer deyişle iki ülke arasında fiyatların farklılığının sebepleri, sınır etkileri ve para birimi etkileridir. Avustralya için döviz kuru etkisi giderildiği için bölgeler arasında fiyatlar yakınsar bulunmaktadır.

Küreselleşme bağlamında sosyalizm ve karma ekonomiye sahip ülkeler piyasa ekonomisine geçmektedir. Bu ülkeler piyasaların serbestleşme sürecini yaşamaktadır. Ülkeler kapalı ekonomilerinden çıkarak piyasa ekonomilerinin gereği olan serbestleşme ve özelleştirme sürecini başlatmışlardır. Bu durum ciddi bir piyasa entegrasyonu gerektirmektedir. Geçiş ekonomisine sahip ülkeler serbestleşme sürecinde gelişmiş ülkeleri yakalamayı hedef almaktadırlar. Uyum sağlayan ülkeler başarılı bir büyüme sürecine girmektedir. Geçiş ekonomileri arasında göreceli fiyatlar yavaş yavaş yakınsamaktadır (Masi, Koen, 1997). Piyasa entegrasyonuna uyum süreçlerinde başarılı olup olmadıklarını ölçmek için geçiş ekonomisine sahip ülkeler fiyat yakınsaması araştırmalarına konu olmuşlardır (bkz. Tablo-2.3). Masi ve Koen (1995)'in çalışmalarında Rusya'da göreceli fiyat değişimlerini araştırmışlardır. Serbestleşme sonrası dönemde daha hızlı fiyat yakınsaması seviyesi belirlenmiştir. Göreceli fiyat değişimi enflasyonla pozitif korelasyon halinde bulunmuştur. Ayrıca Rusya'da yurtiçi tüketici fiyatları, daha yakın piyasa seviyelerine doğru hareket etmiştir. Conway (1999), serbestleşme sürecinde Ukrayna'nın başkenti Kiev'de özelleştirmenin fiyat yakınsaması üzerindeki etkisini araştırmıştır. 4 Pazar yerinde 3 temel malın (süt, tereyağ, biftek)

fiyatlarının incelendiği çalışmada hata-düzeltilme istatistikleri (error- correction statistics) yöntemi kullanılmıştır. Piyasa entegrasyonunu araştırmak ve özelleştirmenin etkisini test etmek için yapılan değerlendirmede kamu mağazalarının özelleştirilmesiyle fiyat farklılıklarında azalma olduğu görülmüştür. Bu çalışmada entegrasyon ve özelleştirme, fiyat yakınsamasını tamamlayıcı etkiye sahiptir. Cushman vd. (2001), Ukrayna'nın geçiş döneminin ilk yılında ABD ortalama fiyat seviyesini kullanarak 5 mal için fiyatların hareketini incelemiştir. Çok kısa bir dönem için yapılan çalışmada veri ve birim kök testleri ile tek fiyat kanunu'nun var olmadığı gösterilmesine rağmen geçişin ilk döneminde 5 Ukrayna malı reel döviz kurlarının deterministik trend boyunca durağan modellenebileceği bulunmuştur. Fiyatların yükselen piyasalarda tek fiyat kanununa uygun olmamasına rağmen, uluslararası ekonomik entegrasyona uyum sağladıkça daha hızlı yakınsayacağı bilinmektedir. Gluschenko (2004), Rusya'da fiyat yakınsamasının göstergesi olan piyasa entegrasyonunu incelemiştir. Entegre olmayan bölgelerden piyasa entegrasyonuna doğru hareket olup olmadığını araştırmıştır. Çalışmada kullanılan AR (autoregressive) ve TAR (threshold autoregressive) model sonucu TFK bölgelerin % 60'ında var olmaktadır. Bu dönemde bölgeler arası piyasa entegrasyonu zayıftır. Ülkede 1998 yılında yapısal kırık yaşanmasının istatistiki sonuçları saptırabileceği öngörülmüştür. Çünkü uzun dönemde piyasa entegrasyonu gelişme eğiliminde olmaktadır ve fiyat yakınsaması desteklenmektedir. Dawson ve Dey (2002), Bangladesh'te ticari serbestleşme sonrası dönemde pirinç piyasasında entegrasyonu araştırmışlardır. Dinamik vektör otoregresif model ve eşbütünleşim yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada pirinç piyasasının serbestleşme sonrası dönemde tam entegre olduğu bulunmuştur. Tek fiyat kanunu, çalışmanın yapıldığı 12 bölgede var olmaktadır. Tam piyasa entegrasyonu hipotezine göre, bir fiyat artışı, diğer bölgede de eşit etkiye yol açmaktadır. Ulaşım maliyetleri mesafeye göre değişmektedir. Ha ve Fan (2004), Hong Kong'un 1997 yılında özerkliğini kazanmasından sonra Çin ile arasında piyasa entegrasyonu bağlamında fiyat yakınsamasını araştırmıştır. Hong Kong'ta son deflasyonist etkileri, efektif döviz kuru değişimleri ve Çin'de fiyat yakınsamasının deflasyonist etkilerini incelemişlerdir. Deflasyon sonucu artan ekonomik entegrasyon Çin'de fiyatların yakınsama hızını arttırmıştır. Artan gelirin ekonomik entegrasyon sonucu fiyat farklılıklarını azaltması beklenmektedir. Çalışmada Hong Kong ve Çin'in

Tablo 2.3: Geçiş Ekonomisi Ülkelerinde Fiyat Yakınsamasını İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Yıl	Dönem	Veri	Yöntem	Sonuç	Yarı Ömür
Fan C S. Wei X.	2005	Endüstriyel ürünler için 1990:3 2003:2 tarım ürünleri için 1993:6 2003:2 tüketici malları için 1997:2 2003:9	36 Çin şehrinde 93 malın aylık fiyatları	Birim kök testi ADF, panel birim kök testi Maddala Wu ve doğrusal olmama için üstel düzlem eşik otoregresif (ESTAR) model.	Tek fiyat kanununu doğrulayacak şekilde yakınsama vardır.	Tüm mallar için 0,32-5,21 aya kadar.
Gluschcenko K.	2004	1994- 2000	Rusya’ da 75 bölgede 25 mal sepetinin maliyet fiyatı	AR ve TAR model ve PP birim kök testi	Piyasa entegrasyonu sağlanması 39 bölge için reddedilir.	-
Ha J. Fan K.	2004	1990- 2001	Hong Kong ve Çin’in 4 şehrinde 13 mal ve hizmet grubunun yıllık fiyatları ABD\$’ına çevrilir.	Birim kök testi ADF kullanılmıştır.	Birim kök boş hipotez red edilir. Hong Kong ve Çin arasında fiyat yakınsaması vardır.	6,5 yıl
Dawson P. J. Dey P. K.	2002	1992: 1 1997: 12	Pirincin Dhaka ve 11 bölge için aylık nominal toptan fiyatları	Birim kök ADF testi, dinamik vektör otoregresif model ve eşbütünleşim	Pirinç piyasası tam entegredir. Tek fiyat kanunu geçerlidir.	4-8 ay
Cushman D. O. Macdonald R. Samborsky M.	2001	15.6.1991 30.4.1992	Ukrayna’da 5 mal için ABD’ye göre yarı aylık fiyat verisi	Birim kök testleri uygulanmış. DF, LL, IPS	Fiyatlar yakınsar.	-
Conway P.	1999	12.4.1993 31.12.1996	Kiev’de 3 malın 4 bölgede günlük fiyatları	Hata Düzeltme Modeli (ECM)	Özelleştirmenin sonucu olarak fiyatlar yakınsar	-
Masi P. Koen V.	1995	1980- 1994	Rusya’da kısa dönemde 66 gıda ve 87 gıda dışı mal için aylık tüfe verileri	-	Rusya’da fiyatlar piyasa seviyelerine yakınsar. Yurtiçi mal piyasasının entegrasyonu atrar.	-

4 şehri panel birim kök testleri yapılarak incelenmiştir. Ticari ve ticari olmayan malların fiyat verileri ABD dolarına çevrilmiştir. Deflasyonist etki ile piyasa entegrasyonunda Hong Kong ve Çin fiyatlarının birbirine yakınsadığı bulunmuştur. Fan ve Wei (2005), Çin’de fiyat hareketlerini araştıran en titiz çalışmayı yapmışlardır. Çin dünyada en fazla geçiş ekonomisine sahip ülkedir. Çin de fiyatlar serbestleştirilmiştir, hükümetin ve piyasanın belirlediği fiyatlar çoğu kez bir arada kullanılmıştır. 36 şehirde 93 ürünün fiyatının kullanıldığı çalışmada Çin’de fiyatların tek fiyat kanununu doğrulayacak şekilde yakınsadığı bulunmuştur. Planlı ekonomiden piyasa ekonomisine geçişte Çin’in reform sürecinde başarılı olduğu görülmüştür. Bölgesel piyasa Çin’de artarak entegre olmuştur. Sadece serbestleşme ekonomik faaliyetlerde yaşanmaktadır. Böylece yoğun doğrudan yabancı yatırım alarak küresel entegrasyona uyum sağlamaktadır.

Stratejik mal piyasalarında da fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar yapılmaktadır. Pareja ve Rivero (2008), Goldberg ve Verboven (2001), Gaulier-Haller (2000), Bukenya ve Labys (2005), Cook (2003), Bentzen (2003) önemli mal piyasalarında araştırma yapmışlardır (bkz. Tablo-2.4). Pareja ve Rivero (2008), AB-15 ülkesinde ortak para birimi euroya geçişin araba fiyatlarındaki etkisini incelemişlerdir. Fiyat yakınsamasını σ yakınsama kullanarak araştırmışlardır. Ticaret serbestliği ve ortak para biriminin Avrupa otomobil endüstrisinde bölgesel entegrasyon sürecini arttırdığı görülmüştür. İstikrarlı döviz kuru piyasa entegrasyonuna katkı sağlamaktadır. Goldberg ve Verboven (2001), Avrupa araba piyasasında ekonomik entegrasyon sürecinde fiyat yakınsamasını araştırmışlardır. Belçika en ucuz ülke olarak uygulamada göreceli ülke olarak alınmıştır. Döviz kuru değişimleri ve nominal fiyat katılıkları kısa dönemde fiyat farklılığını etkilemede rol oynarken piyasa entegrasyon sürecinde Avrupa araba piyasasında tek fiyat kanununun geçerli olduğu ve fiyatların birbirine yakınsadığı bulunmuştur. Gaulier ve Haller (2000), AB otomobil piyasasında verileri sabit tutarak σ ve β yakınsama ile fiyat farklılığını analiz etmişlerdir. σ Yakınsamanın varlığı, döviz kuru dalgalanmaları tarafından engellenmektedir. Mal piyasalarında farklılaştırılmış fiyat politikası uygulandığında fiyat yakınsaması yavaşlamaktadır. Kurumsal ve makroekonomik faktörler fiyat yakınsamasını engellemektedir. Ayrıca piyasa tiplerinin davranışsal faktörlerinin de etkisi bulunmaktadır. Örneğin, oligopol piyasalarda fiyatlar

üretim maliyetleri ve ürünlerin teknik karakteristiklerine göre tepki göstermektedirler. Çalışmada, Avrupa araba piyasasında yakınsama olmadığı bulunmuştur.

Tablo 2.4: Stratejik Mal piyasalarında Fiyat Yakınsamasını İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Yıl	Dönem	Veri	Yöntem	Sonuç	Yarı Ömür
Rivero S. S. Pareja S. G.	2008	1995- 2005	AB-15 ülkelerinde vergi öncesi liste fiyatları aylık verileri	σ Yakınsama	AB- 15 ülkelerinde son yıllarda fiyat yakınsaması tamamlanmamıştır. Euro'ya geçiş sonrası fiyat yakınsaması görülmüştür.	-
Bukenya J. O. Labys W. C.	2005	1930- 1998	Yıllık metal ve tarım ürünleri fiyatları sektörlerde önde gelen ülkelerden	Panel birim kök testleri, eşbütünleşim ve vektör otoregresif model(VAR)	Eşbütünleşim analizinde buğday ve kurşun fiyatları durağan bulunmuştur.	-
Cook S.	2003	1973:4 2002:3	13 BK bölgesinin reel ev fiyatları çeyrek verileri	Birim kök ADF testi, asimetri birim kök testleri	BK'da bölgesel ev fiyatları yakınsamaktadır	-
Bentzen J	2003	1978- 2002	20 OECD ülkesi için yıllık ortak para birimine dönüştürülmüş US \$) benzin fiyatları	β Yakınsama, Bernard Durlauf testi, Nahar, Inder testleri	OECD ülkelerinde benzin fiyatları yakınsamaz. AB- 12 ülkeleri ve Avustralya'da yakınsar.	-
Goldberg P. K. Verboven F.	2001	1970- 2000	Avrupa'nın en büyük 5 piyasasında 150 araç fiyatının Belçika'ya fiyatları	Panel birim kök testi Levin Lin testi	Avrupa'nın 5 ülkesi için araba fiyatları yakınsamaktadır	1,3- 1,6 yıl
Gaulier G. Haller S.	2000	1993:1 1999:1	AB'de 75 otomobil modeli için vergi öncesi liste satış fiyatları yarı yıllık	σ ve β yakınsama	Döviz kuru farklılıkları araba piyasasında yakınsamayı engelleyici etkiye sahiptir.	-

Bukenya ve Labys (2005), dünya piyasasında kahve, pamuk, buğday, bakır, kalay malları için mekansal fiyat yakınsamasına odaklanmışlardır (bkz. Tablo-2.4). Piyasa ve fiyat entegrasyonunda temel mal fiyatları piyasalar arasında ve farklı para birimine sahip ülkelerde karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Sadece kurşun ve buğday

mallarının fiyat serilerinin yakınsadığı görülmüştür. Diğer malların fiyatlarının yakınsamama nedenleri, mal piyasasının koşulları (savaş, iklim vs.), uluslararası iş döngüsü (enflasyon, para krizleri, döviz kuru şokları), dışsal şoklar ve ulaşım maliyetleri olarak gösterilmiştir. Cook (2003), Birleşik Krallık (UK) için alternatif yaklaşım kullanarak birim kök yöntemiyle ev fiyatlarının yakınsamasını araştırmıştır. Ev fiyatları kısa dönemde bölgeler arasında ıraksarken, uzun dönemde dalga etkisini destekleyerek dengeye gelmektedir. Bentzen (2003), 20 OECD ülkesi için benzin fiyatlarının yakınsamasını araştırmıştır. AB ülkelerinde enerji fiyatlarında vergi oranları aynı olduğu için fiyatların yakınsaması beklenmektedir. Birim kök testlere göre fiyatlar arası yakınsama bulunmamaktadır. Alternatif olarak Bernard Durlauf ve Nahar İnder testleri uygulandığında ise sonuçlar yakınsamanın lehinde bulunmuştur.

Ülkeler arasında döviz kuru farklılıkları ve ticaret engelleri fiyatların farklılaşmasını sağlayan başlıca unsurlardır. Bir ülkede aynı para birimi kullanıldığı için döviz kuru farklılıkları yok olur ve bölgeler arasında fiyatların daha hızlı yakınsaması beklenmektedir. Ayrıca ülkede bölgeler arası ticaret engelleri olmadığı için de fiyatların birbirine daha hızlı yakınsaması beklenmektedir. Cecchetti, Mark ve Sonora (2002), Nenna (2001), Das ve Bhattacharya (2007), Morshed, Ahn, Lee (2006), Özçiçek (2007), Vashchuk (2003), Ratfai (2006) çalışmalarında bölgeler arası fiyat yakınsamasını araştırmışlardır (bkz. Tablo-2.5).

Cecchetti vd. (2002), panel ekonometrik yöntemler kullanarak, ABD şehirleri için uzun dönemde fiyat endekslerini incelemişlerdir. Ülke ortalamasına göre yapılan çalışmada görelî fiyatların düşük oranda (9 yıl) yakınsadığı bulunmuştur. Nenna (2001), 2. Dünya Savaşı sonrası dönemde İtalya şehirleri arasında başkent Roma'ya göre fiyatların yakınsamasını araştırmıştır. Tek değişken ve panel birim kök testlerin kullanıldığı çalışmada görelî fiyatların çok yavaş olarak (24 yıl) yakınsadığı görülmüştür. Das ve Bhattacharya (2007), Hindistan'da 76 bölgede bölgesel fiyat yakınsamasını araştırmışlardır. Mesafe etkisinin incelendiği çalışmada temel şehir tüm şehirlere eşit uzaklıktaki Nagpur seçilmiştir. Panel birim kök testlerin kullanıldığı çalışmada, görelî fiyat seviyeleri ortalamaya dönüşlü bulunmuştur. Aynı zamanda bu çalışmalarda da görelî olarak alınan şehirlere göre mesafenin etkisi incelendiğinde, mesafenin yakınsama hızında olumsuz etkisinin olduğu hesaplanmıştır.

Tablo 2.5: Bölgesel Fiyat Yakınsamasını İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Yıl	Dönem	Veri	Yöntem	Sonuç	Yarı Ömür
Das S. Bhattacharya K.	2007	1995:1 2004:6	76 bölgede sanayi çalışanları için aylık tüketici fiyat endeksleri Nagpur'a göre	Panel birim kök testleri Levin ve Lin, Dickey Fuller, Maddala Wu, Moon Peron. LM ve MLM testleri	Boş hipotez reddedilir. Görelî fiyatlar bölgeler arasında ortalamaya dönüştü.	8.14-9.20 ay (ortak faktör) 22.89- 16.85 (yerel şoklar)
Özçiçek Ö.	2007	1994:1 2003:12	19 ilin aylık TÜFE verileri	Tek değişkenli birim kök ADF, panel birim kök testleri LLC, IPS	Boş hipotez kabul edilir. 19 ilin fiyatları arasında yakınsama görülmemektedir.	13 yıl
Morshed M. Ahn S. K. Lee M.	2006	1988-2001	25 şehirde aylık tüketici fiyatları araştırılmıştır.	Eşbütünleşim yöntemi	Yakınsama bulunmuştur.	3 ay
Ratfai A.	2006	1992:1 2001:12	Macaristan'da 20 bölgede 20 homojen malın 120 aylık tüketici fiyatları	Panel birim kök testi t- istatistikli.	Tüm mallar için birim kök boş hipotezi red edilir.	Yakınsama hızı 2,18- 12,03 ay
Vashchuk O.	2003	1997:1 2002:12	Ukrayna'da 26 bölge için 30 mal ve hizmet fiyatı	Panel birim kök testleri Levin Lin ve Eşik Oto regresif Regresyon (TAR model)	Panel birim kök test i boş hipotez kabul edilir. Band-TAR modele göre Ukrayna'da fiyatlar ortalamaya yakınsar.	Ticari mallar için 0,56-2,35 ay Gıda malları için 1,37- 4,83 ay Gıda dışı mallar için 1,9- 2,19 ay Hizmetler 1,7- 2,16 ay
Cecchetti S. Mark N. Sonora R.	2002	1918- 1995	ABD'de 19 eyaletin tüketici fiyat endeksleri ülke ortalamasına göre	Panel birim kök testleri Levin-Lin, Im Pesaran Shin	Birim kök boş hipotez reddedilir.	9 yıl
Nenna M.	2001	1947- 2000	İtalya bölge baş şehirleri arasında tüketici fiyat endeksi Romaya göre	Tek değişken ve panel birim kök testi Levin Lin	Boş hipotez reddedilir. Seri durağan yakınsama vardır.	24 yıl

Morshed vd. (2006), eşbütünleşim yöntemi kullanarak Hindistan şehirlerinde fiyat dinamiklerini araştırmışlardır. Teorik olarak gelişmekte olan ülkelerde yakınsama oranının daha hızlı olması beklenmektedir. Çalışma 25 şehirde yapılmıştır. Yakınsama hızının çok hızlı olduğu (3 ay) bulunmuştur. Vashcuk (2003), yüksek lisans tezinde Ukrayna'da 26 bölge için 30 mal ve hizmet fiyatını çeşitli modellere dayalı olarak araştırmıştır. Panel birim kök testleri uygulandığında Ukrayna'da bölgesel fiyatların ortalama fiyat seviyesine yakınsamadığı bulunmuştur. İkinci yöntem olarak TAR modeli uygulandığında, göreceli fiyatlarda bölgesel fiyatların ortalama Ukrayna fiyat seviyesine yakınsadığı bulunmuştur. Mal gruplarına göre yakınsama hızı incelendiğinde gıda mallarının daha yüksek yakınsama hızına ve daha düşük eşik seviyelerine sahip olduğu bulunmuştur. Hizmetlerin yakınsama hızı ise gıda mallarına göre 3 kat daha yavaştır. Ratfai (2006), Macaristan'da fiyat farklılıklarının ülke içinde yakınsamasını araştırmıştır. Bölge-ürün-zaman belirli üç boyutlu verinin kullanıldığı çalışmada başkent Budapeşte göreceli şehir olarak alınmıştır. Panel birim kök yöntemlerinin uygulandığı çalışmada Macaristan'da fiyatların çok hızlı yakınsadığı görülmüştür. Dayanıksız gıda mallarının fiyatları daha hızlı yakınsamaktadır (4,29 ay). Ticari olmayan mallar ticari mallara göre ise daha yavaş yakınsamaktadır.

Türkiye söz konusu olduğunda fiyat yakınsamasının varlığını inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Özçiçek (2007) çalışmasında Türkiye'de 19 ilin 1994-2003 yılları arasında aylık TÜFE verilerini kullanarak fiyat yakınsamasını araştırmıştır (bkz. Tablo-2.5). Çalışmanın sonucunda panel birim kök testlere göre serinin durağan olmadığı bulunmuştur. Yıldırım (2003), çalışmasında Türkiye'de uzun dönemde SGP'nin geçerli olup olmadığını araştırmıştır. 1990-2000 yılları arası aylık verilerin kullanıldığı çalışmada reel döviz kuru, yurtiçi fiyat seviyesi (TÜFE) ve yabancı ülke fiyat seviyesi (TÜFE) veri olarak kullanılmıştır. Reel döviz kurunun zaman serisi özelliklerine dayalı çalışmada serilerin durağan olmadığı sonucuna varılması ile SGP teorisi reddedilmiştir. Ancak söz konusu çalışmalar, Türkiye'de yüksek enflasyon ve ekonomik kriz dönemlerini içermektedir. Bu dönemde ülkede uygulanan kısa dönemli istikrar programlarının başarılı olmadığı görülmektedir. Ekonomik istikrarı sağlamak için para miktarı ve döviz kuru çapaları başarılı olamamıştır. Bu durumda yeni programlarda çipa görevini enflasyon üstlenecektir ve döviz kuruna müdahaleler sınırlı

olacaktır. Akdi ve Şahin (2007), TÜFE 7 alt bileşeni ve TEFE verilerini kullanarak 1988:01- 2007:10 dönemi için enflasyon oranlarının yakınsamasını incelemişlerdir. Tek değişken ADF ve PP birim kök testlerin kullanıldığı çalışmada sonuç olarak enflasyon hedeflemesi öncesindeki dönem için ülkede enflasyon yakınsamasına rastlanmamıştır. Enflasyon hedeflemesi rejimi sonrasında ise mutlak yakınsama görülmektedir.

Özetle, fiyat yakınsamasının var olması, yapılan ampirik çalışmaların bulguları göz önüne alındığında fiyat değişimlerinin piyasalarda birbirine yakınsamasıdır. Fiyatların yakınsaması, fiyatlar arasında istikrar olduğunu gösterir. Fiyat yakınsaması, ülkeler, bölgeler veya mal piyasaları arasında piyasa entegrasyonunun sağlanmış olması ve döviz kuru farklılıklarının olmaması demektir. Fiyatların gelişmiş ülkelerin veya bölgelerin fiyat seviyelerine yakınsaması hedeflenmektedir. Bu süreç ciddi altyapı yatırımlarını ve dış pazarlara uyum sürecini gerektirmektedir. Bu süreci başarıyla sürdüren ülkelerin rekabet gücü artmaktadır. Artan rekabet gücüyle piyasa entegrasyonu sağlanmaktadır. Ticaret serbestliği ve ortak para biriminin kullanılması entegrasyon sürecini arttırmaktadır. Ortak para biriminin kullanılması döviz kurunun fiyat yakınsaması üzerindeki olumsuz etkilerini yok etmektedir. Serbestleşme bağlamında özelleştirme hareketlerinin entegrasyon sağlanması sürecinde olumlu etkileri vardır. Bir ülkenin bölgeleri arasında aynı para birimi kullanıldığı ve ticaret engelleri olmadığı için fiyatların ülkelere göre daha hızlı yakınsaması beklenmektedir. Mesafenin ulaşım maliyetlerini arttırıcı etkisi fiyat farklılıklarını arttırmaktadır. Serbestleşme hareketleri sonrası pazarlarını dış ekonomilere açan ülkelerde rekabetten dolayı fiyat yakınsamasının görülmesi beklenmektedir. Ekonomik entegrasyon sonucunda gelir artışının ise fiyat farklılıklarını arttırması beklenmektedir. Mal piyasalarında farklılaştırılmış fiyat politikası fiyat yakınsamasını azaltmaktadır. Mal grupları cinsinden ticari malların ticari olmayan mallara göre daha hızlı yakınsaması beklenmektedir. Gelişmiş ülkelerde yakınsama yüksek fiyat seviyelerine olacağı için yakınsamanın zayıf hızda olması beklenmektedir.

3. BÖLÜM

METODOLOJİ

Literatürde yakınsamanın araştırılması için farklı yaklaşımlar kullanılmaktadır. Bu yaklaşımlar, yatay-kesit, panel, zaman serisi ve dağılım yaklaşımı olarak sınıflandırılmıştır (Islam, 2003). Bu çalışmada zaman serisi analizi yöntem olarak kullanılmıştır. Zaman serisi analizi, serinin geçmiş dönemdeki değerini dikkate alarak değişkenlerin gelecekteki değerlerini tahmin ettiği için kullanılmaktadır. Literatürde fiyat yakınsaması ile ilgili çalışmalarda çoğunlukla zaman serisi yaklaşımı kullanılmıştır. Das vd. (2007) , Morshed vd. (2006), Cecchetti vd. (2002), Nenna (2001) bölgesel fiyat yakınsamasını inceledikleri çalışmalarında zaman serisi yöntemini kullanan çalışmalardan bazılarıdır (bkz. Bölüm-2).

Zaman serisi yaklaşımına göre göreceli fiyatların durağan olması yakınsamanın varlığını gösterir. Göreceli fiyatlar analizde, iki serinin hareketi incelendiği için kullanılmaktadır. Bireysel serinin göreceli olarak alınan bölgenin serisine yakınsaması incelenir. Göreceli fiyatların durağanlığı, seriye verilen şokların geçici olduğunu gösterir. Serinin yapısında bozulma olmayacağı için yakınsamanın olduğu söylenir.

Çalışmanın bu bölümünde zaman serilerinin de durağanlık kavramı ve durağanlığın varlığını gösteren birim kök testlerin açıklanması amaçlanmıştır.

3.1) Zaman Serilerinde Durağanlık

Zaman serileri, bir değişkenin zaman içindeki hareketini gözlemlemektedir. Zaman serileri, tesadüfi (random) değişkenlerle yani stokastik (olasılık kurallarına bağlı) değişkenlerle çalışmaktadır. Bu nedenle bir zaman serisi deterministik ya da stokastik özellikleri incelenerek dikkate alınmalıdır. Deterministik özellikler, sabit katsayı, trend ve mevsimselliğin varlığını ortaya koymaktadırlar. Stokastik özellikler ise, değişkenin durağanlığı ile ilgilidir. Stokastik süreç durağan değilse, serinin davranışı sadece tahmin dönemi için geçerli olacaktır. Seri hakkında diğer dönemler için genelleme yapılamamaktadır. Çünkü seriye rassal şoklar kalıcı olacaktır.

Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı, zaman içinde değişmiyorsa ve iki dönem arasındaki kovaryansı, bu kovaryansın hesaplandığı dönemde değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise bu zaman serisi durağandır denilmektedir. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan analizler ise sadece bu seriler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi varsa, gerçek ilişkiyi yansıtabilmektedir (Gujarati, 1999). Böylece durağan bir zaman serisinde ard arda gelen iki gözlem değeri arasındaki fark, zamanın kendisinden kaynaklanmamakta, zaman aralığından kaynaklanmaktadır. Durağan bir zaman serisinde bu ilişkinin doğal sonucu serinin ortalamasının zamanla değişmeyeceğidir (Zortuk, 2008). Bir zaman serisinin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zaman içinde sabit kalması zayıf durağanlık olarak tanımlanmakta olup kovaryans durağanlık veya ikinci mertebeden durağanlık olarak ifade edilebilmektedir. Bir stokastik sürecin ortak ve koşullu olasılık dağılımı zaman içinde değişmiyorsa bu seri güçlü anlamda durağan olarak isimlendirilir. Uygulamalarda genelde kovaryans durağanlık kavramı yeterli olmaktadır (Yılmaz, 2005). Kovaryans durağan bir seri,

- Sabit uzun dönemde ortalamanın etrafındaki dalgalanmalar ortalama olarak eski haline geri dönmektedir. $E(Y_t) = \mu$ (ortalama tüm t 'ler için)
- Zamanla değişmez sonlu varyansa sahiptir. $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ (varyans tüm t 'ler için)
- Gecikmelerin uzunluğu arttıkça teorik olarak otokorelasyonlar azalmaktadır. $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_k$ (kovaryans tüm t 'ler için) γ_k , k gecikme ile ortak varyans, Y_t ile Y_{t+k} arasındaki k dönem fark olan iki Y arasındaki ortak varyanstır (Gujarati, 1999, 713).

Durağanlığın olup olmadığının test edilmesinde son zamanlarda en çok kullanılan yöntemlerinden biri, birim kök test yöntemidir. Rassal yürüyüş modeli,

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t \quad (3.1)$$

şeklinde. Burada, Y_t , t döneminde Y serisi değerini, Y_{t-1} ise bir önceki dönemde Y serisi değerini ifade etmektedir. e_t , ortalaması sıfır, varyansı değişmeyen, ardışık bağımsız olmayan, olasılıklı hata terimidir. Bu hata terimi, “beyaz gürültü hata terimi” olarak bilinmektedir. Y_{t-1} 'in katsayısı 1'e eşit olduğunda birim kök sorunu yani durağan

olmama durumu söz konusu olmaktadır. Seri rassal bir şok sonrası ortalamaya dönemmemektedir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (3.2)$$

Otoregresif modelde $\rho = 1$ ise, Y_t olasılıklı (stokastik) değişkenin bir birim kökü bulunmaktadır. $\rho = 1$ olduğu durumda, $Y_t - \rho Y_{t-1} = e_t$, iki dönem arasındaki değeri sağ taraftaki rassal terime eşit demektir. Birim kök kavramı bu eşitlikten gelmektedir. Birim kökü olan zaman serisi, rassal yürüyüş (random walk) olarak bilinmektedir. Rassal yürüyüş, durağan olmayan bir zaman serisi örneğidir. Eğer bir zaman serisi durağan değilse, durağan olana kadar farkları ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$) alınmaktadır. Daha sonra bu düzeyde fark derecesinde bütünleşik olduğu söylenmektedir. Bu durum, $Y_t \sim I(\Delta)$ ile gösterilmektedir.

Birim kökün varlığını belirleyebilmemiz için regresyon modelinde ρ 'nun 1'e eşit olmasını test etmemiz gerekmektedir. Bu durumda, serinin bir önceki dönemle farkı alınarak katsayıya ulaşılmaktadır.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (3.3)$$

Burada, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, serinin ilk farkıdır. Farkı alınan seride β katsayısı $\beta = \rho - 1$ eşitliğine dayanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t \quad (3.4)$$

β 'nin sifıra eşit olup olmadığı test edildiğinde ρ 'nun 1'e eşitliği test edilmiş olmaktadır. $\beta = 0$ olduğunda,

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = e_t \quad (3.5)$$

$\Delta Y_t = e_t$ serisi, 1. dereceden fark durağan seri olacaktır. Çünkü, e_t serisi (beyaz gürültü) durağandır. Bir serinin ilk farkı durağan ise bu seri 1. dereceden durağandır denilmektedir. $I(1)$ biçiminde gösterilmektedir. Seriyi durağan yapmak için iki defa fark almak gerekirse, ikinci dereceden durağan denilmekte ve $I(2)$ şeklinde gösterilmektedir. Özetle, serinin durağan olması için d kere fark almak gerekirse d 'ninci dereceden seri durağandır denilir ve $I(d)$ şeklinde gösterilmektedir. Eğer,

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + e_t \quad (3.6)$$

regresyonunda e_t , sıfır ortalama ve σ^2 varyansla durağansa denklem (3.6) eğilim durağan süreç gösterir. Bu denklemden eğilimi ($\beta_1 + \beta_2 t + e_t$) çıkarırsak, kalan durağan bir süreç olur. Bir zaman serisinin, başka bir zaman serisine göre regresyonunu hesaplariken iki seri arasında anlamlı bir ilişki olmasa bile çoğunlukla yüksek bir R^2 (belirlilik katsayısı) bulunmaktadır. Modelde, bağımlı ve bağımsız değişken serilerinde trend baskınsa anlamlı regresyon katsayılarını elde etmek mümkündür. Diğer bir değişle, durağan olmayan zaman serileriyle çalışılmaktadır. Bu sonuçlar tamamen sahte (spurious) dir. Sahte regresyonun göstergeleri, yüksek R^2 , yüksek t - istatistik ve düşük Durbin-Watson (DW) test istatistiğinin bir arada bulunmasıdır. Bu sorunun çözümü için değişkenlerin farkının alınması yöntemiyle olasılıklı trendin saf dışı bırakılması önerilmiştir. Ancak, bu yöntemin uzun döneme ait bilgi kaybına neden olduğu belirlenmiştir. Yerine, eşbütünleşim (cointegration) analizi önerilmiştir.

3.2) Temel Birim Kök Testleri

Birim köklerin bulunması veya bulunmaması, serilerin veri yaratma sürecinin altında yatan bazı özellikleri belirlediği için araştırmacılar çalışmalarında sıklıkla kullanmışlardır. Birim kökün bulunmadığı durumda (durağanlık), zaman serileri uzun dönemde ortalama çevresinde dalgalanmaktadır. Bu seriler zamana bağlı olmayan sonlu varyansa sahiptirler. Şoklardan etkilenmeyen zaman serilerinin ortalamaya dönüş eğilimi serilerin birbirine yakınsamasını gerektirmektedir. Durağan olmayan seriler ise uzun dönemde ortalamaya dönme eğiliminde değildirler ve serilerin varyansı zamana bağlı olmaktadır. Bu seriler, rassal şokların kalıcı etkisine izin vermektedir. Bu durumda zaman serileri rassal yürüyüş modelini takip etmektedir. Serilerin uzun dönemde ortalamaya dönmemesi durumunda, kalıcı şoklarla yakınsama mümkün olmamaktadır (seriler arasında ıraksama durumu).

Birim kök testi, teorik olarak zaman serilerinin geçici ve kalıcı şoklar tarafından etkilenip etkilenmediği üzerine yoğunlaşmaktadır. Birim kök sorunu için ortak kullanılan bir yöntem Augmented-Dickey Fuller (Genişletilmiş Dickey Fuller) (Dickey, Fuller, 1979, 1981) testidir. Tek değişkenli birim kök testi olan bu yöntem zayıf gücü

nedeniyle panel birim kök test yöntemlerinin geliştirilmesine neden olmuştur. Daha güçlü olan panel birim kök testi çeşitleri, ortak birim kök testleri (Levin, Lin ve Chu) ve bireysel birim kök testleri (Im, Pesaran, Shin ve Fisher) dir. Çalışmanın bu bölümünde birim kök test çeşitlerinin anlatılması amaçlanmıştır.

3.2.1) Tek Değişkenli Birim Kök Testleri

Literatürde bulunan başlıca tek değişkenli birim kök testleri, Augmented Dickey Fuller (ADF) testi, Eliot, Rothenberg testi, Ng ve Perron testi ve Phillips-Perron (PP) testidir. Çalışmamızda ADF ve PP tek değişkenli testleri kullanılmıştır.

3.2.1.1)The Augmented Dickey Fuller Testi

Standart Dickey-Fuller (DF) testi, basit bir sabit terimli EKK yöntemiyle oluşturulmuş AR(1) yönteminden Y_{t-1} çıkarılarak tahmin edilebilmektedir. DF testi artıkların e_t , regresyonda otokorelasyon halinde olmadığını varsaymaktadır.

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (3.7)$$

Denklem 3.7’de zaman serisinin bir sonraki dönemle farkı alınarak $(Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t)$, denklem 3.8 oluşturulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + e_t \quad (3.8)$$

Burada ΔY_t serinin ilk farkı olmaktadır. β katsayısı serinin farkı alınarak $(\beta = \rho - 1)$ bulunmaktadır. Bu katsayının negatif olması beklenmektedir. Sıfıra eşit olması durumunda ise birim kök sorunu doğacaktır.

DF birim kök testi, seriler AR(1) sürecinde ise geçerli olmaktadır. e_t , sıfır ortalamalı ve σ^2 sabit varyanslı normal dağılım hata terimidir. $\rho = 1$ birim kökün kabul

edilmesi önsavıyla geleneksel yolla hesaplanan t istatistiği Dickey ve Fuller tarafından τ (tau) istatistiği olarak bilinmektedir. Eşik değerleri Monte Carlo benzetimleriyle Dickey ve Fuller tarafından tablolaştırılmıştır. Durağanlığın sınanmasında birim kökün varlığı reddedilirse bilinen t istatistiği kullanılmaktadır (Gujarati, 1999; 719). Boş ve alternatif hipotezi;

$$\begin{aligned} H_0 : \beta &= 0 \\ H_1 : \beta &< 0 \end{aligned} \quad (3.9)$$

Boş hipotezin (H_0) kabulü zaman serilerinin durağan olmadığını, alternatif hipotezin (H_1) kabulü ise, serilerin durağan olduğunu göstermektedir. β , geleneksel τ -oranı kullanılarak değerlendirilebilmektedir. Test sonuçları, tahmini β parametresinin standart hatası üzerine kuruludur (bkz. denklem 3.10).

$$\tau_\beta = \frac{\hat{\beta}}{Se(\hat{\beta})} \quad (3.10)$$

Burada $\hat{\beta}$, β katsayısının tahminidir. $Se(\hat{\beta})$ ise, tahmini β katsayısının standart hata katsayısıdır. τ istatistiğinin mutlak değeri DF'nin mutlak eşik τ değerinden büyükse, verilmiş zaman serisinin durağan olduğu kabul edilmektedir. $|\tau|$, eşik değerinin altındaysa zaman serisi durağan değildir.

Dickey ve Fuller (1979), birim kökün boş hipotezi altında test istatistiğinin τ dağılımı göstermediğini belirtmişlerdir ve büyük örneklem (asimptotik) sonuçlar üretmişlerdir. Çeşitli testler ve örnek büyüklükleri için kritik değerler bulmuşlardır. Test EKK yöntemi kullanılarak denklemlerin bir veya daha fazlasını tahmin etmeyi gerektirmektedir. β tahmini değerini elde etmek ve hesaplanan τ istatistiklerini karşılaştırmak için hazır olan Dickey-Fuller tablolarından yararlanılmaktadır. $\beta = 0$ için kritik değerler regresyon ve örnek şeklinin büyüklüğüne bağlıdır (Enders, 1995; 221).

Basit DF birim kök testi (3.6), sadece seriler AR(1) sürecinde ise geçerli olmaktadır. Eğer seriler daha yüksek sıra gecikmelerinde korelasyon halinde ise, artıkların e_t , otokorelasyon halinde olmadığı varsayımı ihlal edilmektedir. Bu durum

için gerekli çözüm ise, gecikmeli bağımlı değişkenlerin modele dahil edilmesidir. Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi modele hata teriminin ardışık bağımsız olmasını sağlamak için gecikme uzunluğu ekleyerek düzeltme yapmaktadır. Böylece Y serilerinin $AR(k)$ süreci izlediği varsayılmakta ve bağımlı değişken Y 'nin k gecikmeli fark ifadeleri test regresyonunun sağ tarafına eklenmektedir (3.11).

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \alpha_k \Delta Y_{t-k} + v_t \quad (3.11)$$

Bu genişletilmiş (augmented) spesifikasyon, boş hipotez test için (3.9) ve τ – oran (3.10) kullanılarak uygulanmaktadır. τ – oranın asimptotik dağılımı β katsayısı için, ilk gecikme farklarının bağımsız sayısı ADF testinin regresyonunda bulunmaktadır. Diğer bir varsayım, Y serisi, kısıtlayıcı otoregresif (AR) süreç takip etmektedir. Yeterli gecikme farkı ifadeleri test regresyonunda bulunmaktadır. Regresyondaki muhtemel ardışık bağımlılık probleminin üstesinden gelebilmek için bağımlı değişkenin Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri ile hesaplanan belli miktarda (k) gecikmesi de modele dahil edilmektedir.

Dickey-Fuller (1979), birim kökü üç farklı regresyon denklemiyle test etmektedir. Üç regresyon modeli arasındaki fark, α ve $\alpha_1 t$ tanımlayıcı öğelerdir. Model (3.12), sabit ve doğrusal trend içermediği için en basit modeldir. Saf rassal yürüyüş (pure random walk) modeli olarak bilinmektedir. Model (3.13), sabit terim içeren (3.14) ise bir sabit terim ve doğrusal zaman trendi içeren modellerdir. Regresyon denklemlerinde β parametresi, $\beta = 0$ ise, $\{Y_t\}$ serisi bir birim kök içermektedir.

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

ADF testini uygularken araştırmacı iki sorunla karşılaşmaktadır. Birincisi, test regresyonunda dışsal değişken olup olmadığının seçilmesi gerekmektedir. Araştırmacı

bir sabit (3.13), bir sabit ve doğrusal zaman trendi (3.14) olduğu veya hiçbirinin test regresyonunda olmadığını (3.12) kendisi seçmektedir. Örneğin, bazı zaman serileri yukarı ve aşağı trendle ortalamadan sapma göstermektedir. Bu durumda test uygulamasında, bir sabit ve doğrusal trendli uygulama gerekmektedir. Ancak regresyonda ilgisiz bir değişken bulunması birim kök boş hipotezini reddetmek için testin gücünü azaltmaktadır. Boş ve alternatif hipotez altında uygun veri seçilmesi gerekmektedir. İkinci olarak araştırmacı, gecikme farkı terimlerinin sayısının test regresyonuna eklenmesini belirtmek zorundadır. Standart DF testi gecikmeye 0 verir. ADF testi ise 0'dan daha büyük tam sayılar vermektedir. Regresyonda yeterli gecikme sayısı ile artıklarda (residuals) seri korelasyon kaldırılmaktadır.

DF testi, hata terimlerini bağımsız ve sabit varyansa sahip varsaymaktadır. Bu varsayım ise önemli sorunlar yaratmaktadır (Enders, 1995; 225). İlk olarak, doğru veri yaratma süreci otoregresif ve hareketli ortalama öğeleri içerebilmektedir. Hareketli ortalama terimlerinin sırası bilinmiyorsa, testlerin nasıl bağlı olduğunu bilmemiz gerekmektedir. İkincisi, otoregresif terimler tahmini denklemde bulunmadıkça β parametresi ve standart hatası doğru tahmin edilemeyebilir. Regresyon denklemi (3.11), doğru veri yaratma süreci ise, sabit terimli ve doğrusal zaman trendli basit regresyon modeli (3.14) yetersiz kalmaktadır. Araştırmacı, otoregresif sürecin doğru sırasını bilmediği için, sorun uygun gecikme uzunluğunun seçilmesidir. Artan gecikme sayısı, ek parametre tahmini ve serbestlik derecesi kaybını gerektirdiği için, gereğinden daha fazla gecikmenin bulunması birim kök boşu reddetmek için testin gücünü azaltmaktadır. Tahmin edilen parametre sayısı arttığı ve kullanılabilen gözlemlerin sayısı azaldığı için serbestlik derecesi azalmaktadır. Diğer taraftan, daha az gecikmenin olması hata sürecinin daha uygun olduğunu göstermemektedir. Öyleyse, tahmini β ve standart hatası iyi tahmin edilmeyecektir. Ayrıca, DF testi sadece tek bir birim kök içermektedir. Ancak, k . sıra otoregresyon, k karakteristik köklere sahiptir. $m \leq k$ birim kökler varsa, serilerin durağanlığa ulaşması için (m) kez farklı olmaya ihtiyacı olmaktadır. Son sorun ise, ADF regresyon denklemi (3.11)'de sabit veya zaman trendinin olup olmadığı bilinmemektedir.

DF birim kök testlerinde araştırmacılar için önemli sonuçlar sağlamalarına rağmen çalışmalarının yetersiz kaldığı durumlar bulunmaktadır. Bu durumlar;

- Zaman serilerinde yapısal kırılma olup olmaması
- Birim kök testinin gücü

Bir zaman serisinde yapısal kırılmalar serinin AR sürecini değiştirmektedir. DF testi, yapısal kırılmalara bağlı olarak AR sürecindeki kırılmayı dikkate almamaktadır. Perron'a göre (1989) birim kök testlerin kullanıldığı çalışmalarda yapısal kırık varsa (1929 Büyük Bunalım, petrol şoku, teknolojik değişim vs.), birim kök test sonuçlarının saptığı görülmektedir. Yapısal kırık göz ardı edilirse, durağan bir seri durağan değilmiş gibi görülebilecektir. Boş hipotez yanlış şekilde reddedilebilecektir.

Bir testin gücü, yanlış olan hipotezi reddetme olasılığı ile ölçülmektedir. Tek değişkenli birim kök testlerin boş hipotezi reddetme gücü zayıftır. Çünkü bu testler birim kök ve yakın birim kökü ayırt etmede yetersiz kalmaktadırlar (Enders,1995; 249). Basit DF testi modelimizde $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t$, örneğin, $Y_t = 0,95Y_{t-1} + e_t, \phi = 1$ ise, birim kök bulunmaktadır. Ancak modelde $\phi = 0,95$ olması, birim kök olmadığını göstermemektedir. Yakın birim kök vardır. Ancak DF testine göre zaman serisi durağan kabul edilmektedir. Bu durumda gerçekte boş hipotez kabul edilmelidir. Kısacası testin gücünün zayıf olması yakın birim kök olması durumunda sorun yaratmaktadır. Çünkü bu durumda tahmini β katsayısıda doğru tahmin edilememektedir. Oysa birim kök testler β katsayısının standart hatası üzerine kuruludur. Bunun için çözüm, gözlem sayısını arttırarak veri tabanını arttırmaktır. Bu nedenle panel birim kök testler geliştirilmiştir.

3.2.1.2.) Phillips-Perron Testi

Phillips-Perron (1988), Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi”nin hata terimlerine ilişkin varsayımlarını daha esnek hale getirmiştir. Dickey-Fuller testi hata terimlerini bağımsız ve sabit varyansa sahip varsaymaktadır. Phillips ve Perron (1988), DF test sürecini genelleştirerek hata terimlerinin dağılımını ilgilendiren ılımlı varsayımlara sahiptir (Enders, 1995; 239). Hata terimleri konusundaki kısıtlayıcı varsayımlardan

vazgeçmesinin nedenleri, hata terimlerini ya da hata terimlerinin geçmiş değerlerini hareketli ortalama olarak (moving average-MA) kullanmalarındır. Bu açıdan bakıldığında DF testindeki AR süreci, PP testinde ARMA (otoregresif hareketli ortalama) sürecine dönüştürülmüştür. MA sürecinin kullanılmaya başlanması, trend durağan testin daha güçlü yapılmasına imkan vermektedir. Özellikle, trend içeren serilerde, MA süreçlerinin artan olması durumunda PP testi, DF testine göre daha güçlü olmaktadır. MA süreçlerinin negatif olması durumunda ADF testleri PP testlere göre daha güçlüdür. Çünkü MA süreçlerinin negatif veya azalan olması durumu, hata terimlerinin beklenen ortalamasının sıfıra yaklaşması demektir.

Test sürecini açıklamak için gerekli regresyon denklemleri;

$$y_t = a_0^* + a_1^* y_{t-1} + e_t \quad (3.15)$$

$$y_t = \bar{a}_0 + \bar{a}_1 y_{t-1} + \bar{a}_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + e_t \quad (3.16)$$

T , denklemden gözlem sayısı, e_t ise hata terimidir. $Ee_t = 0$ 'a eşittir. a_1^* ve $\bar{a}_1$ katsayılarıdır. Hata teriminin seri olarak korelasyon halinde olması veya homojen olması gerekmemektedir. PP testi, hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olabileceğini varsaymaktadır.

PP test istatistiği, DF τ - istatistiğine göre daha az kısıtlayıcı bir yapıya sahiptir. Ancak, hata terimlerini türetmek karışık bir süreçtir (Enders, 1995; 239). Test istatistiklerinin en önemlileri;

$$Z(ta_1^*) : \text{Hipotez test için} \quad a_1^* = 1$$

$$Z(t\bar{a}_1) : \text{Hipotez test için} \quad \bar{a}_1 = 1$$

$$Z(t\bar{a}_2) : \text{Hipotez test için} \quad \bar{a}_2 = 0$$

$$Z(\phi_3) : \text{Hipotez test için} \quad \bar{a}_1 = 1 \text{ ve } \bar{a}_2 = 0$$

görülmektedir. PP testi için kritik değerler DF tablolarında verilmektedir. Örneğin, $Z(ta_1^*)$ ve $Z(t\bar{a}_1)$ için τ_μ ve τ_τ altında DF tablolarında verilmektedir. $Z(\phi_3)$ 'ün kritik değerleri DF ϕ_3 istatistik tarafından verilmektedir (Enders, 1995; 239).

PP birim kök testi, alternatif biçimlerinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almaması ile ADF birim kök testinden farklılık göstermektedir. Bunun yerine EKK yöntemi ile tahminleme sonrası katsayının τ istatistiği Newey-West (1987) tahmincisi yardımı ile düzeltilmektedir. Bu yaklaşımda hata teriminin otokorelasyonları negatif olduklarında PP testi hata teriminin örneklem hatası ile karşılaşmaktadır. Bu durumda düzeltme yapıldığında PP testi, ADF testine göre daha güçlü olmaktadır.

3.2.2) Panel Birim Kök Testleri

Panel veri setleri, satınalma gücü paritesi, bölgesel fiyat yakınsaması, bölgesel göç ve hane halkı gelir dinamikleri analizinde kullanılmıştır (Breitung, Pesaran, 2005).

Panel birim kök testlerin uygulanmasının nedenlerinden biri yatay-kesit birimlerin panelinin istatistiki gücünü ve tek değişken testlerin zayıf gücünü arttırmaktır. Panel verinin örnek büyüklüğünün avantajı ile yatay kesit ve zaman serisi boyutları büyürken, panel birim kök test istatistiği sınırlı normal dağılıma sahiptir (Levin, Lin, 1993).

$i = 1, \dots, N$ 'e kadar, gözlemlerin paneli için olasılıklı süreç $\{Y_{it}\}$ ve gözlemlerin zaman periyodlarının her biri için $t = 1, \dots, T$ 'ye olsun. Boş hipotez altında her gözlemin zaman serileri birim köke sahiptir ve seriler durağan değildir denilmektedir. Alternatif hipotez altında her gözlem için birim kök bulunmamaktadır ve seriler durağandır. Durağan bir seri, yakınsamanın varlığını göstermektedir.

Panel birim kök testlerinde de olasılıklı süreç çeşitli varsayımlarla DF test istatistiğine dayalı olarak 3 modelden biri tarafından yaratılmaktadır (bkz. denklem 3.17-3.18-3.19) Hata terimi e_{it} 'nin gözlemler arasında bağımsız dağıldığı varsayılmaktadır.

$$\Delta Y_{it} = \beta_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.17)$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.18)$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \alpha_1 it + \beta_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.19)$$

Modelde (3.17), seriler Y_{it} , panelde her gözlem için sıfır ortalamaya sahiptir. Sabit ve doğrusal trendin bulunmadığı modelde, panel birim kök test süreci boş hipotezi değerlendirir ki, her gözlem $i = 1, \dots, N$ 'e için boş hipotez $\beta_i = 0$, alternatif hipotez ise $\beta_i < 0$ 'dır. Modelde (3.18), seriler Y_{it} , bireysel belirli ortalamaya sahiptir ama doğrusal zaman trendi içermemektedir. Bu durumda panel test süreci boş hipotezi değerlendirir ki, $\alpha_i = 0$ ve $\beta_i = 0$ her $i = 1, \dots, N$ 'e kadar için alternatif hipoteze karşı ki, $\beta_i < 0$ ve $\alpha_i \in R$ her $i = 1, \dots, N$ için. Boş hipotez altındaki, $\beta_i = 0$ iken, $\alpha_i \neq 0$ değeri bir zaman değeri yaratmaktadır. Modelde (3.19), Y_{it} serisi, bireysel-belirli sabit terime ve zaman eğilimine sahiptir. Bu durumda, panel test süreci her $i = 1, \dots, N$ için, boş hipotezi $\beta_i = 0$ ve $\alpha_i = 0$ olarak değerlendirir. Boş hipotez altında $\beta_i = 0$ ve $\alpha_i \neq 0$ değeri, zaman trendinin quadratic fonksiyonunu yaratmaktadır.

Panel veri kullanan birim kök testlerinin bazı özellikleri vardır. Panel veri, modelin parametrelerini yatay-kesit belirli duruma getirici etkiye sahiptir. Uygulamalarda yatay kesit birimler bağımsız varsayılmaktadır. Bu durumdan kurtulmak için yatay kesit bağımlılığın farklı şekillerine izin veren panel birim kök testler geliştirilmiştir (Breitung, Pesaran, 2005).

Panel birim kök testlerinden literatürde sıklıkla kullanılanlar, Levin, Lin ve Chu (LLC), Im, Pesaran ve Shin (IPS), Fisher-ADF ve Fisher-PP, Breitung ve Hadri testleridir.

3.2.2.1) Ortak Birim Kök Süreçleri

Levin, Lin ve Chu (LLC), Breitung ve Hadri testleri ortak bir birim kök sürecinin olduğunu varsaymaktadırlar. İlk iki test birim kökün boş hipotezini kullanırken, Hadri testin boş hipotezi birim kökün bulunmamasıdır.

Bu testler de temel ADF regresyon modeline dayanmaktadır.

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_i Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} + e_{it} \quad (3.20)$$

Burada, β_i parametresinin ortak varsayıldığı testlerde farklı terimler için (k) gecikme sırasına izin verilmektedir.

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= 0 \\ H_1 : \beta_i &< 0 \end{aligned} \quad (3.21)$$

Boş hipotez altında zaman serileri bir birim köke sahiptir, seriler durağan değildir. Alternatif hipotez altında ise seriler birim kök içermemektedir. Seriler durağandır denilmektedir.

Levin, Lin ve Chu Testi (2002)

Tek değişkenli ADF testi, alternatif hipoteze karşı sonlu örneklerde dengeden sürekli sapma gösterdiği için kısıtlanmaktadır (Levin, Lin, 1993). ADF birim kök testinin boş hipotezinin reddedilmesi uygulamalarda zor olmaktadır. Çünkü gözlemlerin ortalamaya dönme özelliği zayıftır. Örnek büyüklüğü veri tarafından arttırılınca panel birim kök testlerde dezavantaj ortadan kalkmaktadır. Tek değişkenli ADF testi zayıf güce sahip olduğundan panel birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu testlerden en popüler olanı Levin, Lin ve Chu (LLC) testidir. Testte tüm grupların (ülke, firmalar veya bireyler) boş ve alternatif hipotez altında aynı otoregresif (AR) katsayıya sahip olduğu varsayılmıştır (Choi, 2001).

Temel ADF denklemi üzerine kurulu olarak geliştirilen regresyon denklemi,

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta Y_{i,t-j} + e_{i,t} \quad (3.22)$$

aynı zamanda, Levin, Lin ve Chu (1992) testi için yakınsama denklemi olarak bilinmektedir. ΔY_{it} , i bölgesinin t döneminde temel bölgeye göre doğal logaritmik fiyatlarının yatay kesit ortalama ile farkıdır. Temel parametre β_i , yakınsama hızını belirtmektedir. Parametrenin negatif olması yakınsama olduğunu göstermektedir.

Testte ortak zaman etkisini gidermek için veriden yatay kesit ortalamalar

çıkarılmaktadır. $\tilde{Y}_{i,t} = Y_{i,t} - \frac{\sum_{i=1}^N Y_{i,t}}{N}$, burada i yatay kesitler için $i = 1, \dots, N$. Her yatay kesit için gecikmeli seviyeler, tahmini standart hataları tarafından

normalleştirilmektedir. Ortak zaman etkisinin serilerden kaldırılmasındaki amaç, temel yıldaki değişimden kaynaklanan etkileri kontrol edebilmek ve testlerin hataların yatay-kesit korelasyonu olmadığı varsayımı altında yapılmasıdır (Levin, Lin, 1993). Test otokorelasyon ve farklı varyanslılık sorununu dikkate alarak tasarlanmıştır. Bu nedenle, toplam etkileri incelemek için veriden yatay kesit ortalamalar çıkarılmaktadır. Her bireysel seriye önce ADF testi uygulanmaktadır. Daha sonra, her bireysel seri için uzun dönem standart sapmanın kısa dönem standart sapmaya oranı ve sonra panel için ortalama oran hesaplanmaktadır (Maddala, Wu, 1999).

LLC testte, verinin olasılıklı süreç izlediği varsayılmaktadır. Gecikmeli bağımsız değişkenin katsayısının panelin bütün yatay kesit birimleri arasında homojen olduğu varsayılmaktadır ($\beta_i = \beta$).

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= \beta = 0 \\ H_1 : \beta_i &= \beta < 0 \end{aligned} \quad (3.23)$$

Boş hipotez altında tüm yatay kesit birimler durağan değildir. Alternatif hipotez altında ise, tüm yatay kesit birimler durağandır. LLC testi, β_i 'nin tahminini vermektedir. Testte seri korelasyon altında gecikmeli ilk farkların modelde bulunmasıyla test istatistikler aynı dağılıma sahiptir. Levin ve Lin iddia eder ki, birim kök test istatistiklerin zaman serileri için standart dağılımına karşı, panel test istatistikleri sınırlı normal dağılıma sahiptir (Maddala, Wu, 1999). LLC testi, birim kök tahmincilerin normal dağılıma sahip olması için düzeltme sağlamaktadır. Test, panelde gözlemler için serilerin ortalamaya aynı oranda dönüşünün alternatif hipotez altında kabul etmektedir.

3.2.2.2) Bireysel Birim Kök Süreçleri

Im, Pesaran ve Shin, Fisher ADF ve PP testleri, bireysel birim kök süreçleri için izin vermektedir. Testler β_i parametresinin yatay kesitler arasında ortak olmayabileceğini varsaymaktadır. Testler panel sonuçları türetmek için bireysel birim kök testlerin birleşimiyle tanımlanabilmektedir.

a.) Im Pesaran Shin Testi (2003)

Im-Pesaran-Shin test her yatay kesit gibi ayrı bir ADF regresyonu belirleyerek başlamaktadır. Temel yakınsama denklemi ADF denklemi üzerine kurulu olarak ,

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \sum_{l=1}^k \gamma_l \Delta Y_{i,t-l} + e_{i,t} \quad (3.24)$$

gösterilmektedir. Im-Pesaran-Shin (IPS) testi, LLC testin sürecine benzemektedir. İlk olarak ortak zaman etkisini gidermek için veriden yatay kesit ortalamalar çıkarılmaktadır. Seriler birbirinden bağımsız varsayılmaktadır. IPS testi heterojen katsayı için (β_i) yatay kesitlerde izin vermektedir. Her yatay kesit birim için $\bar{t}$ test kullanılmaktadır. Boş hipotez $H_0 : \beta_i = 0$ (her i için) eşitliğidir. Boş hipotez altında serilerin her biri birim kök içermektedir ve onlar yatay kesit bağımsız olmaktadır. İki test alternatif hipotez bakımından farklı olmaktadır. IPS testin alternatif hipotezi,

$$H_1 : \begin{cases} \beta_i = 0 \\ \beta_i < 0 \end{cases} \quad \text{durumunda bireysel serilerin panelde en az biri durağan olmaktadır.}$$

N yatay-kesitli birimin her birimi için doğrusal trendli modele sahibiz. Birleştirilmiş veri yerine N yatay-kesit birimler için ayrı birim kök testler kullanılmaktadır. T gözlem üzerine kurulu her yatay kesit birim için $\bar{t}$ testi dikkate alınmaktadır. Birim kök testleri için τ istatistikleri $\bar{t}_{i,T}$ ($i=1,2,\dots,N$), $E(\bar{t}_{i,T}) = \mu$ ve $V(\bar{t}_{i,T}) = \sigma^2$. Sonra,

$$\sqrt{N} \frac{(\bar{t}_{N,T} - \mu)}{\sigma} \Rightarrow N(0,1) \quad (3.25)$$

Burada, $\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{t}_{i,T}$ ' dir. μ ve σ^2 , Monte Carlo yöntemi tarafından hesaplanmakta ve tablolştırılmaktadır. Test, tüm yatay kesit birimler için T (gözlem sayısı)'yi aynı ve $E(\bar{t}_{i,T})$ ve $V(\bar{t}_{i,T})$ her i için varsaymaktadır. Sadece dengeli panel veri

hesaplanmaktadır. Dengesiz veri kullanılırsa, kritik değerlere ulaşmak için daha fazla benzetim yapılmak zorundadır (Maddala, Wu, 1999).

Gecikme sıfır olduğunda ($k = 0$), $\bar{t}$ için kritik değerler yatay kesit birim N 'nin farklı sayısında, seri uzunluğu (T) ve test denklemleri için IPS çalışmasında sağlanmaktadır. Seri korelasyon durumunda IPS testi, bireysel seriler için ADF $\bar{t}$ -testini kullanmayı önermektedir. Ama gecikme değerlerinin uzunluğu ADF regresyonunda varken beklenen değer ve varyans değişmektedir.

IPS testinin, LLC testinden önemli bir farkı alternatif hipotezi, $H_1 : \beta_i < 0$, bireysel serilerin panelde en az biri durağandır. Sürecin alternatifi sadece bazılarının durağan olduğu olasılığını içermektedir. Ayrıca, IPS testi, LLC testinin tersine yakınsama hızının (β_i) tahminini sağlamamaktadır. IPS testi istatistiklerinin kritik değerleri Monte Carlo benzetiminden türetilmektedir. IPS testi, her bireysel seri için Dickey-Fuller test istatistiğinin ortalaması üzerine kuruludur.

IPS testide LLC testi kadar bilinmemektedir. İki testin gücü karşılaştırılırsa, IPS testi, LLC testten daha güçlüdür. Ancak iki test arasında böyle bir karşılaştırma geçersizdir. Çünkü, boş hipotezde iki test aynı olmasına rağmen, alternatif hipotezleri farklıdır. LLC testi, hata varyansları ve hataların seri korelasyonu olmasına rağmen otoregresif parametrenin homojenliği üzerine kurulmaktadır (Maddala, Wu, 1999). IPS testi ise otoregresif parametrenin heterojenliği üzerine kuruludur.

b.) Fisher ADF ve Fisher PP Testleri

Alternatif panel birim kök testi yaklaşımı olan Fisher ADF ve Fisher PP testleri, Fisher'in (1932) sonuçlarını kullanarak bireysel birim kök testlerden testleri türetmek için p değerlerini birleştirmektedir. IPS testi, N bağımsız testin hipotez sonuçlarının anlamlılığını test etmektedir. Fisher (1932), $2N$ serbestlik dereceli, χ^2 dağılıma sahip özelliklerini kullanmayı önermektedir (Maddala, Wu, 1999). Bu testin avantajı, IPS testte olduğu gibi dengeli panel gerektirmemesi ve herhangi bir birim kök tarafından da uygulanabilmesidir. Dezavantajı ise, k değerleri Monte Carlo benzetimi tarafından

türetilmek zorundadır. IPS testini ise tablolar hazır olduğu için kullanmak daha kolaydır. Fisher testi, LLC ve IPS testten daha genel varsayımlara sahiptir. Uygulamalar grupların sonsuz sayısını gerektirmektedir. Tüm gruplar olasılıklı olmayan ögelerin aynısına sahip olarak varsayılmaktadır. Tüm yatay kesit birimler için T aynı varsayılmakta ve dengesiz paneller dikkate alınmaktadır. Bazı gözlemler birim köke sahip bazıları ise değildir.

Fisher testiyle IPS testi doğrudan karşılaştırılabilmektedir. İki testinde amacı, farklı bağımsız testlerin anlamlı kombinasyonunu sağlamaktır. Fisher testi parametrik bir test değildir. k gecikme değerleri, π_i alınabilir. N ayrı örneklerin sayısı,

$-2 \sum \log_e \pi_i$ $2N \sim \chi^2$ serbestlik derecelidir. IPS testi, parametrik bir testtir. $\bar{t}$ istatistiğin dağılımı, ortalama ve varyans içermektedir. Farklı örnekler için zaman serilerinin uzunluğu farklıysa, IPS testi tarafından kullanılan tabloları kullanmada sorun olmaktadır. Fisher testi, birim kök testleri kullanabilir. ADF testi kullanılsa bile gecikme uzunluğunun seçimi, her örnek için ayrı tanımlanabilmektedir. Fisher testi farklı testlerin anlamlılık seviyelerini birleştirmek üzerine kuruludur. Diğer değişle, her birim kök için her yatay kesit birimde test istatistiklerinin p değerlerinin kombinasyonu üzerine kuruludur. IPS testi ise, test istatistiklerini birleştirmek üzerine kuruludur. Fisher testi doğru bir testtir. IPS ve Fisher testlerinde p değerleri benzetimden türetilmektedir. IPS testinin asimptotik geçerliliği $N \rightarrow \infty$ bağlı iken, Fisher testte $T \rightarrow \infty$ e bağlıdır. Bu iki testte bağımsız testleri birleştirmek üzerine kuruludur ve LLC testinin kısıtlayıcı varsayımını (alternatif hipotez altında tüm yatay kesit birimler aynıdır) yumuşatmaktadır. Aynı zamanda korelasyon varsa, bireysel test istatistikleri arasında da korelasyon vardır denilmektedir. Bu testlerin bu durumda modifikasyona ihtiyacı olmaktadır (Maddala, Wu, 1999). Hata terimlerinde yatay-kesit korelasyon olmadığında IPS testi, Fisher testten daha güçlü olmaktadır. Yatay-kesit korelasyon olduğunda ise Fisher testi, IPS ve LLC testlerine göre bu sorundan daha az etkilenmektedir.

Yakınsamanın varlığını gösteren zaman serilerinde durağanlığı incelediğimiz bu bölümde durağanlığı test edebilecek birim kök testi yöntemlerini açıkladık. Tek değişkenli ve panel birim kök testlerinin çalışmada kullanılan çeşitleri incelenmiştir.

Çalışmanın beşinci bölümünde Türkiye’de fiyat yakınsamasını incelediğimiz çalışmamızda tek değişkenli ve panel birim kök testleri kullanılarak bölgesel fiyat serilerinde zaman serisi analiziyle durağanlığın varlığının test edilmesi ve çalışmanın genel bir değerlendirmesinin yapılması amaçlanmıştır.

4.BÖLÜM

VERİ SETİ

Çalışmada, Türkiye’de İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırmasına (İBBS) göre düzey-2’de 26 bölgenin 2003 yılı Ocak ayından 2008 yılı Mayıs ayına kadar olan dönem için aylık tüketici fiyat endeksleri (TÜFE) veri seti kullanılmıştır. Veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir.

AB’ne uyum sürecinde Türkiye’de İBBS kavramı 28/08/2002 tarihli ve 2002/4720 sayılı Bakanlar Kurulu Kararnamesi’nde yer almıştır. Bölgesel istatistiklerin toplanması, geliştirilmesi, bölgelerin sosyo-ekonomik analizlerinin yapılması, bölgesel politikaların çerçevesinin belirlenmesi ve Avrupa Birliği Bölgesel İstatistik Sistemine uygun karşılaştırılabilir istatistiki veri tabanı oluşturulması amacıyla ülke genelinde İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) yapılmıştır. İBBS’de iller “Düzen-3” olarak tanımlanmış; ekonomik, sosyal ve coğrafi yönden benzerlik gösteren komşu iller ise bölgesel kalkınma planları ve nüfus büyüklükleri de dikkate alınarak “Düzen-1” ve “Düzen-2” olarak gruplandırılmak suretiyle hiyerarşik İBBS yapılmıştır (Çamur, 2005). 1961 yılında yapılan Brüksel Konferansında çalışmamızda da kullanılan düzey-2 bölgeleri bölgesel politikaların uygulanması amacıyla temel bölgeler olarak kabul edilmiştir (bkz. EK-3). Yapısal fonlardan yapılacak yardımlara uygunluğun değerlendirilmesi amacıyla, kalkınmada geri kalmış bölgeler düzey-2’de belirlenmektedir. 2003 yılı Katılım Ortaklığı Belgesi ile düzey-2’lerde kısa dönemde bölgesel kalkınma planlarının hazırlanması istenmiştir. Orta dönemde ise bölgesel planları uygulamak üzere Bölge Kalkınma Ajanslarının kurulması beklenmektedir. Çalışmamızın yapıldığı dönemde Türkiye’de İzmir ve Adana-Mersin Kalkınma Ajansları bulunmaktadır. İleride 26 İBBS düzey-2 bölgesinde kalkınma ajanslarının kurulması planlanmaktadır.

Türkiye İstatistik Kurumu’nun (TÜİK) hesapladığı TÜFE, hane halklarının tüketim harcamalarında yer alan mal ve hizmetlerin belirli zaman aralıklarında fiyatlarındaki değişimi göstermektedir. Hane halklarının yaptıkları tüketim harcamaları içinde en fazla paya sahip mal ve hizmetler endeks kapsamına alınmaktadır. Tüketici

fiyat endeksinin hesaplanması için; bir “mal ve hizmet sepeti” ile bu mal ve hizmetler için yapılan “harcama değerlerine”, “temel yıl” ve “cari ay fiyatları” na ihtiyaç vardır. Temel yıl fiyatları, TÜFE için seçilen maddelerin temel yılda 12 aylık dönemin fiyatlarının ortalamasıdır. Cari fiyat, endeks kapsamına alınan maddelerin ilgili ayda derlenen fiyatlarıdır. Çalışmada kullanılan veri seti için temel yıl 2003 kabul edilmiştir. Resmi enflasyon rakamları TÜİK tarafından cari dönemde (her ayın 3. işgününde) ilan edilen verilerdir.

Bir ekonomide tüm fiyatların aynı şekilde hareket etmesi beklenmemektedir. Bazı malların fiyatları artarken bazıları azalmaktadır. Bu nedenle, önemli olan ortalama fiyatlardır. Ortalama fiyatların seyri, fiyat endeksleri ile ölçülmektedir. Bu durumda, enflasyon oranı piyasada seçilmiş mal ve hizmetlerin ortalama fiyatlarının dönemsel şeklini gösteren fiyat endeksleri ile hesaplanmaktadır.

Ülkede ekonomik, sosyal ve kültürel açıdan hızlı değişim yaşanmasının sonucu ailelerin gelirlerini harcamaları, harcama gruplarının toplam içindeki payları ve tüketim kalıpları değişmektedir. Bu nedenle TÜFE belirli aralıklarla bu değişimlere uygun şekilde yeniden hesaplanmaktadır. 1955, 1958, 1968, 1978- 1979, 1987, 1994 ve 2003 yılları temel alınarak TÜFE yayımlanmıştır. 1994 yılında nüfusu 2000’in üzerinde bulunan 62 yerleşim yerinde uygulanan “Hanehalkı Gelir ve Tüketim Harcamaları Anketi” sonuçlarına dayalı olarak, Türkiye 7 bölge ve 19 büyükşehir kapsamında 1994=100 temel yıl alınarak “Kentsel Yerler Tüketici Fiyat Endeksi” yayımlanmaya başlanmıştır. AB’ne uyum sürecinde bölgesel politikaların çerçevesinin belirlenmesi ve sosyo-ekonomik analizlerin yapılması için bölgesel istatistikler önemli hale gelmiştir. 2002 yılı Bakanlar Kurulu kararıyla İBBS sınıflandırmasına geçilmesiyle TÜFE, TÜİK tarafından 2003=100 temel yıllı tüm Türkiye ve 26 istatistiki bölge için hesaplanmaktadır. Bu endeks COICOP’ un (Amaca Göre Bireysel Tüketim Sınıflaması) 12 ana harcama gruplu sınıflamasına göre oluşturulmuştur (TÜİK, 2007; 255). Çalışmamızda da 2003=100 temel yıllı TÜFE veri seti kullanılmıştır. 2003 temel yıllı TÜFE’nin temel amacı, piyasada tüketime konu olan mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişimi ölçerek enflasyon oranını hesaplamaktır. Çünkü toplumun her kesimi tarafından kolay takip edilebildiği ve günlük yaşam maliyetini iyi ölçen gösterge olduğu için enflasyon hedefinin TÜFE üzerinden tanımlanması tercih edilmiştir. Bu amaca

yönelik olan hanehalkları, turistler ve kurumsal nüfusun yaptığı bireysel tüketim harcamaları ve böylece yurtiçinde yapılan tüm nihai parasal tüketim harcamaları temel alınmaktadır (TÜİK, 2008: 22). Hanehalkının nihai parasal tüketim harcaması, hanehalklarının satınalma yoluyla yaptığı harcamalardır.

Enflasyon, fiyatlar genel düzeyinin etkili bir şekilde devamlı yükselmesi nedeniyle paranın sürekli olarak değer kaybetmesi, bunun sonucu olarak da tüketicilerin satınalma gücünü yitirmesidir. Fiyatlar genel düzeyi ise piyasada alım satım konu olan mal ve hizmetlerin belirli bir dönemdeki ortalama fiyatlarıdır. Türkiye’de 1970 yılından itibaren yüksek enflasyon dönemleri yaşanmıştır. 1980 yılından itibaren küreselleşme eğilimiyle serbest piyasa ekonomisi şartları benimsenmeye başlanmıştır. İthal ikame politikalarının yerine dışa açık ekonomi politikalarının benimsenmesi ile yeni bir yapılanma sürecine girilmiştir. Ancak, özellikle 80’li yılların sonunda sermaye hareketlerinin hazırlıksız şekilde serbest kalması, kısa vadeli sermaye girişi ile desteklenen tüketime dayalı büyüme teşviki, kamu kesimi finansmanı dengesinde bozulma enflasyonu ülkede besleyen etkenler olmuştur. Ülkedeki yüksek enflasyon dönemleri kronolojik olarak görülmektedir.

- 1989-1993: Finansal serbestleşme, sermaye piyasalarının dış şoklardan çabuk etkilenmesi ve gerileyen cari işlemler, fiyat gelişmelerini etkilemiştir. Bu dönemde enflasyon oranları % 60 civarındadır. Dışa dönük büyüme yerine içe dönük büyüme, ticarete konu olmayan yatırımların teşvik edilmesi sonucu Nisan 1994 krizi yaşanmıştır.
- 1995-1999: Nisan 1994 tarihinde ülkede yaşanan para krizi ve kötüleşen borç dinamikleri dönemidir. Krizin ardından yapılan devalüasyon ve 5 Nisan İstikrar Tedbirleri ekonomide kısa vadede önemli sonuçlar vermesine rağmen ekonomik ve siyasi faktörlerde iyileşme sağlanamamıştır. Dönem başında enflasyon oranı % 80’in üzerindedir. Dönem sonunda % 60 oranına gerilemiştir. Bu dönemde yaşanmakta olan krizlerle mücadele etmek için IMF destekli “Döviz Kuruna Dayalı Enflasyonla Mücadele Programı” adı altında 2000-2002 yıllarını kapsayan istikrar programı yürürlüğe konmuştur. Bu programla kamu açıklarına bağlı yüksek enflasyonun azaltılması hedeflenmiştir.

- Kasım 2000-Şubat 2001: Döviz kuru tabanlı istikrar programı ve programın çökmesi dönemidir. Bankacılık sisteminin zayıflığı sonucu kriz yaşanmıştır. Ülke iki önemli kriz atlattır. 2000 ve 2001 yıllarındaki krizlerden kurtulmak için özellikle 2000 yılından itibaren kamu mali dengesinin sağlanmasına yönelik olarak uygulanan daraltıcı mali önlemler zaman içinde kamu açıklarının azaltılmasına ve enflasyon oranının düşürülmesine yardımcı olmuştur.
- Mayıs 2001: Türk ekonomisini güçlendirmek için “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” yapılmıştır. Dış ticaret ve kur politikasında Şubat 2001 krizi ile birlikte döviz çapasından vazgeçilerek dalgalı kur rejimine geçilmesi gündeme gelmiştir.

Ülkede uzun yıllar görüldüğü gibi yüksek enflasyon ve krizler varken 2000-2007 döneminde yüksek enflasyondan düşük enflasyona geçiş dönemi yaşanmıştır. Çalışmamızda kullanılan veri dönemi 2003(1)-2008(5) bu geçiş dönemine denk gelmektedir. Böylece veri setinde daha önceki dönemlerde yapılan çalışmalarda olduğu gibi tahminleri olumsuz etkileyebilecek kırılmalar bulunmamaktadır.

Tablo 4.1: Yıllar İtibariyle En Yüksek ve En Düşük Enflasyon Oranına Sahip Bölgeler

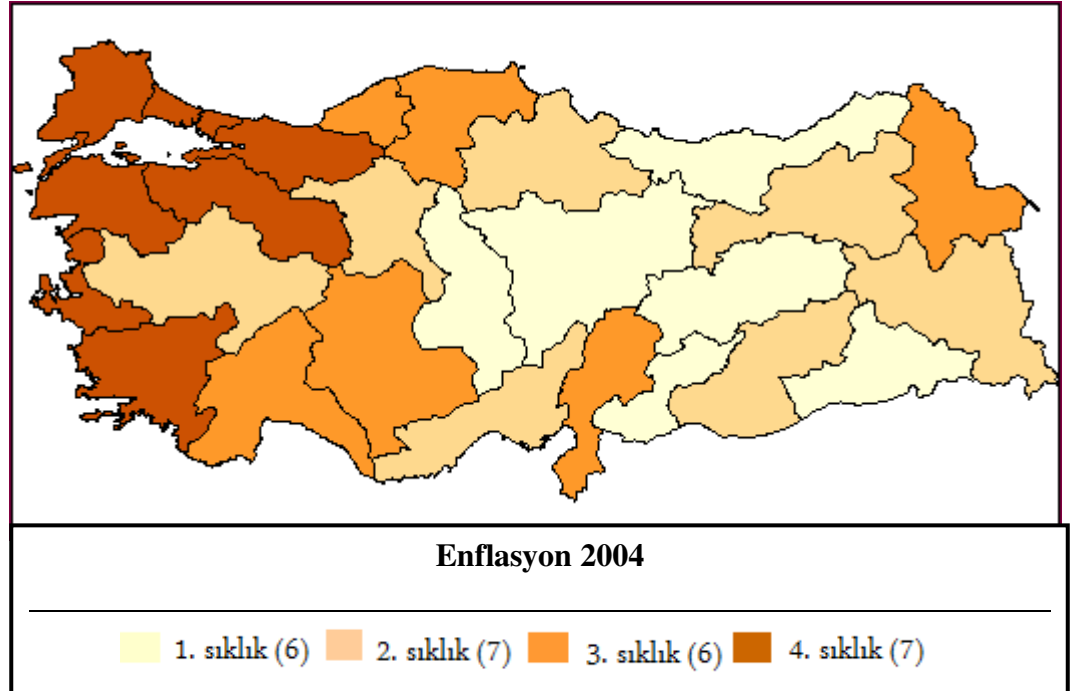
Yıl	En Yüksek Enflasyon Oranına Sahip Bölgeler	En Düşük Enflasyon Oranına Sahip Bölgeler
2004	TR31 İzmir (10,38; 9,5; 3)	TRC3 Mardin (5,37; 5,3; 2)
	TR32 Aydın (10,24; 8,85; 3)	TRB1 Malatya (6,9; 7,8; 6)
	TR22 Balıkesir (10,17; 9,20; 3)	TR72 Kayseri (7,1; 7,7; 7)
2005	TR51 Ankara (10,6; 8,04; 5)	TRC2 Şanlıurfa (5,2; 6,08; 4)
	TR32 Aydın (9,7; 8,86; 3)	TRC1 Gaziantep (5,32; 6,31; 3)
	TR31 İzmir (9,65; 8,75; 3)	TRC3 Mardin (5,38; 6,14; 2)
2006	TR51 Ankara (11,49; 9,78; 5)	TRC3 Mardin (7,64; 8,91; 2)
	TR42 Kocaeli (11,21; 10,25; 4)	TR63 Hatay (7,92; 9,06; 4)
	TR41 Bursa (10,55; 10,26; 4)	TRC1 Gaziantep (8,24; 8,53; 3)
2007	TR62 Adana (10,08; 9,21; 5)	TR21 Tekirdağ (7,35; 9,16; 1)
	TR72 Kayseri (10,07; 9,28; 7)	TR51 Ankara (8,04; 9,07; 5)
	TRC2 Şanlıurfa (9,93; 9,15; 4)	TR31 İzmir (8,19; 8,61; 3)
2008*	TRB2 Van (9,02; 8,17; 5)	TR61 Antalya (6,60; 7,79; 4)
	TRC1 Gaziantep (8,63; 7,91; 3)	TR21 Tekirdağ (6,42; 8,42; 1)
	TR81 Zonguldak (8,60; 7,98; 2)	TR31 İzmir (5,99; 7,95; 3)

*2008 yılı en yüksek ve en düşük enflasyona sahip bölgelere ait rakamlar ilk 5 aylık döneme aittir.

Tablo 4.1’de yıllar itibariyle en yüksek ve en düşük enflasyon oranlarına sahip 3 bölgenin enflasyon oranları verilmiştir. Parantez içinde rakamların birincisi, bölgelerin yıllık enflasyon oranlarıdır. TR31 İzmir, TR32 Aydın, TR22 Balıkesir, TR51 Ankara, TR42 Kocaeli, bölgeleri başlıca en yüksek enflasyon oranlarına sahip bölgelerdir. TRC3 Mardin, TRC1 Gaziantep, TRB1 Malatya, TR63 Hatay bölgeleri en düşük enflasyon oranına sahip bölgelerdir. İlk iki yılda en yüksek enflasyon oranına sahip TR31 İzmir bölgesinin son iki yılda en düşük enflasyon oranına sahip olduğu görülmektedir (detay için bkz. Şekil-1 ve Şekil-2). Parantez içindeki 2. rakam ise bu bölgelerin komşularının enflasyon oranlarının aritmetik ortalamasını göstermektedir. Bölgelerin enflasyon oranları ile komşularının enflasyon oranları arasında önemli farklar görülmemektedir. Diğer deyişle, aralarında pozitif korelasyon görülmektedir. Parantez içindeki 3. rakam ise bölgenin komşularının sayısını vermektedir.

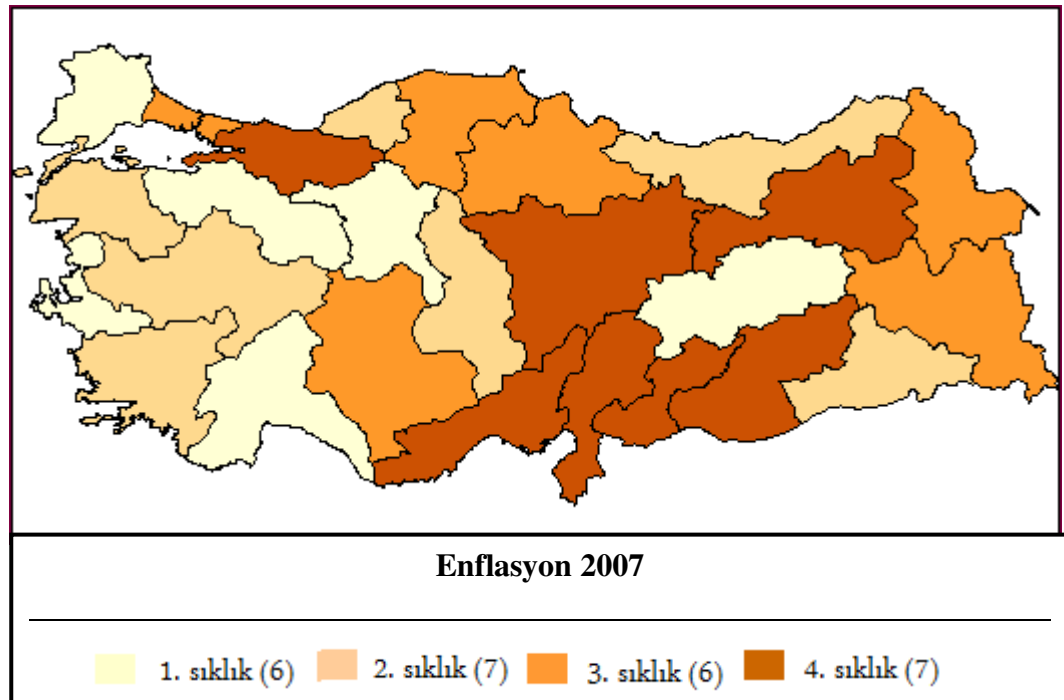
Bölgesel enflasyonu İBBS düzey-2 haritası üzerinde sıklık dereceleriyle gösterdiğimizde (bkz. Şekil-1 ve Şekil-2) enflasyon oranlarının komşu bölgelerle önemli farklılıklar göstermediği daha kolay görülebilir.

Şekil-1: 2004 Yılına Ait Bölgesel Enflasyon



2004 yılına ait bölgesel enflasyon oranlarının gösterildiği şekil-1’de 4. sıklıkta bulunan TR21 Tekirdağ, TR10 İstanbul, TR41 Bursa, TR42 Kocaeli, TR22 Balıkesir, TR31 İzmir, TR32 Aydın bölgeleri enflasyon oranlarının en yüksek olduğu bölgelerdir. 1. sıklıkta bulunan TR90 Trabzon, TR71 Kırıkkale, TR72 Kayseri, TRB1 Malatya, TRC1 Gaziantep, TRC3 Mardin bölgeleri ise oranların en düşük olduğu bölgelerdir. 2007 yılına ait bölgesel enflasyon oranlarının ise tam tersi olduğu görülmektedir (bkz. Şekil-2). En yüksek enflasyon oranlarının gösterildiği 4. sıklıkta bulunan TR42 Kocaeli, TR62 Adana, TR63 Hatay, TRC1 Gaziantep, TRC2 Şanlıurfa, TR72 Kayseri, TRA1 Ağrı bölgeleridir. TR21 Tekirdağ, TR41 Bursa, TR51 Ankara, TR61 Antalya, TRB1 Malatya bölgeleri 1. sıklıkta bulunarak en düşük enflasyona sahip bölgeler olduğu görülmektedir.

Şekil-2: 2007 Yılına Ait Bölgesel Enflasyon



Tablo 4.2’de yıllık bölgesel enflasyon oranlarının tanımlayıcı istatistikleri gösterilmiştir. Yıllık serilerin ortalamalarının en yüksek ve en düşük değerleri arasındaki farkın 2004 yılında %5,0 iken, 2007 yılında %2,7’ye düştüğü görülmüştür. Serilerin 2006 ve 2007 yıllarında ortalama değerleri birbirine çok yakındır. Varyans ya

da standart sapma, serilerin kendi ortalamaları etrafında ne kadar dar ya da geniş bir alanda dağıldıklarını göstermektedir. Diğer bir değişle, ortalama etrafındaki dağılımın ölçüsüdür. Standart sapmanın zamana bağlı olarak azalması seri için yakınsamanın varlığını, ortalamadan sapmanın ve riskin az olduğunu göstermektedir. Tablodan görüldüğü gibi yıllar itibariyle seriler ortalamaya yaklaşmakta ve azalma göstermektedir. Ancak standart sapma serinin dağılımı hakkında bilgi vermediği için değişim oranı hesaplanmıştır.

Tablo 4.2: Yıllık Bölgesel Enflasyon Oranlarının Tanımlayıcı İstatistikleri

	2004	2005	2006	2007	2008*
Ortalama	8,393159	7,910854	9,311978	9,010787	7,806989
Medyan	8,154436	8,124354	9,219659	9,041149	7,978546
En Yüksek	10,38483	10,68941	11,49388	10,08117	9,026164
En Düşük	5,376361	5,250315	7,644018	7,356616	5,999283
Standart Sapma	1,211828	1,417912	0,942161	0,678791	0,725624
Değişim Oranı	0,144383	0,179236	0,101177	0,075331	0,092945
Çarpıklık (Skewness)	-0,16939	-0,25616	0,560719	-0,28402	-0,71763
Basıklık (Kurtosis)	2,811144	2,459031	2,951818	2,647864	3,090564
Jarque Bera**	0,162978	0,601378	1,364939	0,483888	2,240512
Olasılık	0,921743	0,740308	0,505367	0,7851	0,326196
Toplam	218,2221	205,6822	242,1114	234,2805	202,9817
Gözlem	26	26	26	26	26

*2008 yılının ilk 5 ayı alınmıştır.

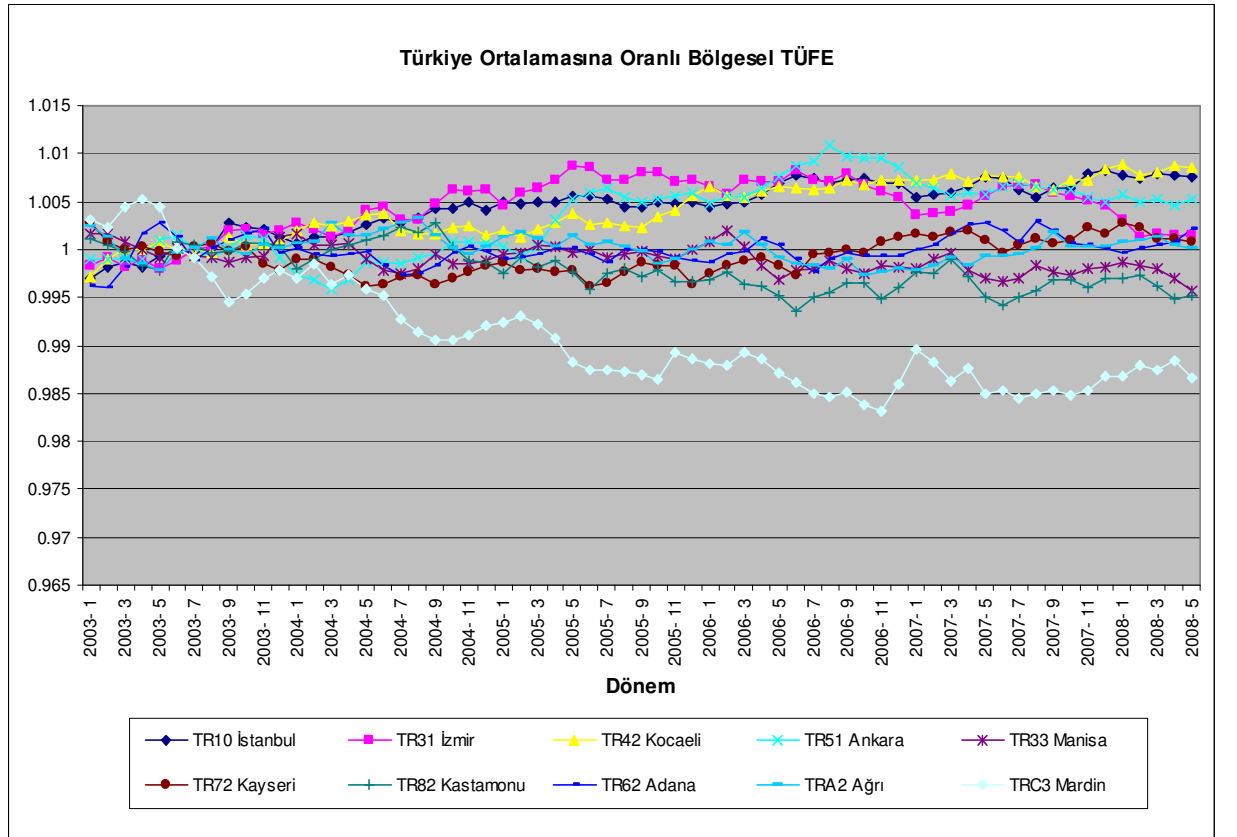
**2 serbestlik dereceli χ^2 tablo değerleri %5 anlamlılık seviyesine göre, 5,99147, %10 anlamlılık seviyesine göre 4,60517 değerleridir.

Değişim oranı (coefficient of variation), olasılık dağılımı için normalize edilmiş istatistiksel yayılma ölçüsüdür. Standart sapmanın ortalamaya bölünmesiyle elde edilmektedir. Zaman içinde azalması standart sapmada olduğu gibi yakınsamanın varlığını göstermektedir (Karaca O, 2004). Tabloda görüldüğü gibi 2005 yılında en yüksek (yaklaşık %18) değerine sahipken 2007 yılında %7 seviyelerine gerilemiştir. 2005 yılında dağılımdaki değerler ortalamaya göre %18'lik değişim gösterirken 2007

yılında %7'lik değişim göstermektedir. Bu azalma yakınsamanın varlığını göstermektedir. Jarque-Bera istatistiğe göre serilerin hata terimlerinin dağılımının normal olduğu görülmüştür. Hesaplanan değerler, %5 ve %10 istatistiki anlamlılık değerlerine göre 2 serbestlik dereceli χ^2 tablo değerlerinden küçük olduğu için hata terimlerinin normal dağıldığı boş hipotezi kabul edilmektedir. Bu durumu destekleyen çarpıklık ve basıklık değerlerine bakıldığında çarpıklık değerleri 0 civarında basıklık değerleri 3'e yakındır.

Şekil-3'de 26 bölgeden seçilen ülke ortalamasının üstünde, altında ve yaklaşık aynı oranda olan 10 bölge seçilerek bölgesel TÜFE oranları Türkiye ortalamasına göre grafik biçiminde gösterilmiştir.

Şekil-3: Türkiye Ortalamasına Oranlı Bölgesel TÜFE



TRC3Mardin bölgesinin fiyatlarının ülke ortalamasının çok altında olduğu ancak uzun dönemde ortalamaya dönüş eğiliminde olduğu görülmüştür. TR10 İstanbul, TR31 İzmir, TR42 Kocaeli ve TR51 Ankara bölgeleri ülke ortalamasının üstünde görülmektedir. Sadece TR31 İzmir bölgesinin fiyatları ortalamaya dönüş eğilimindedir. Diğer 5 bölgenin ise fiyat serilerinin ülke ortalamasında olduğu görülmektedir.

Çalışmamızda ayrıca mesafenin fiyat yakınsamasının üzerindeki etkisi incelenmiştir. Karayolları Genel Müdürlüğü'nden 25 düzey-2 bölgesinin TR51 Ankara bölgesine mesafeleri km cinsinden hesaplanmıştır. TR51 Ankara bölgesine göre bölgelerin uzaklığı, bölge içindeki illerin bölgeye uzaklığı belirlenerek toplam uzaklığın bölgedeki il sayısına bölünmesiyle hesaplanmıştır (bkz. Tablo 4.3).

Tablo 4.3: Bölgelerin TR51 Ankara Bölgesine Göre Mesafeleri (km)

Bölge	TR51 Ankara Bölgesine Mesafe (km)	Bölge	TR51 Ankara Bölgesine Mesafe (km)
TR10 İstanbul	454	TR71 Kırıkkale	221
TR21 Tekirdağ	643	TR72 Kayseri	325
TR22 Balıkesir	590	TR81 Zonguldak	259
TR31 İzmir	582	TR82 Kastamonu	269
TR32 Aydın	569	TR83 Samsun	349
TR33 Manisa	376	TR90 Trabzon	765
TR41 Bursa	308	TRA1 Erzurum	786
TR42 Kocaeli	297	TRA2 Ağrı	1123
TR51 Ankara	1	TRB1 Malatya	793
TR52 Konya	311	TRB2 Van	1199
TR61 Antalya	369	TRC1 Gaziantep	727
TR62 Adana	486	TRC2 Şanlıurfa	871
TR63 Hatay	619	TRC3 Mardin	1088

5. BÖLÜM

AMPIRİK ANALİZ

Çalışmanın ekonometrik tahminleme bölümünde Türkiye’de bölgesel fiyat yakınsamasının, zaman serisi yöntemi kullanılarak tek değişkenli ve panel birim kök testleri uygulanarak incelenmesi ve çalışmanın genel bir değerlendirmesinin yapılması amaçlanmıştır. Teorik olarak yakınsamanın var olması için zaman serisi yöntemine göre göreceli fiyat serilerine verilecek rassal şoklar geçici olmalıdır. Bu nedenle serinin durağan olması şartı aranmalıdır. İBBS düzey-2’ye göre 26 bölgenin, 2003(1):2008(5) dönemi boyunca 65 aylık bölgesel fiyatlarının veri seti çalışmada kullanılmıştır. Birim kök testlerinin uygulanabilmesi için temel bir bölge (numeraire) seçilmelidir. Bölgesel fiyat serilerinin bu bölgenin fiyatlarına yakınsaması incelenmektedir. Teoride göreceli olarak ülke fiyatlarının ortalamasının alınması ile herhangi bir bölgenin alınması veride değişiklik yaratmamaktadır (Cecchetti vd., 2002). Bu durumun ispatı EK-1’de gösterilmiştir. Çalışmamızda fiyatlar üzerinde mesafenin etkisi de inceleneceği için temel bölge olarak TR51 Ankara bölgesi alınmıştır. Bu bölge ülkenin başkenti olarak coğrafik konumu itibariyle ortada olması nedeniyle stratejik özelliğe sahiptir.

5. 1) Tek Değişkenli Birim Kök Testleri

Zaman serilerinin veri yaratma sürecini etkilediği için çalışmalarda birim kökün varlığını test eden uygulamalar yapılmaktadır. Durağan olduğu bulunan seriler rassal şoklardan geçici etkilenmektedir. Durağan olmadığı belirlenen seriler ise rassal yürüyüş modeli takip etmekte ve şoklardan kalıcı etkilenmektedir.

Çalışmada tek değişkenli birim kök testlerden bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele dahil edildiği Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri 25 bölgede 65 aylık gözlemle bireysel zaman serileri kullanılarak TR51 Ankara bölgesine göre göreceli fiyatların doğal logaritması alınarak uygulanmıştır (bkz.denklemler 5.1).

$$p_{it} = l\left(\frac{p_{it}}{p_{0t}}\right) \quad (5.1)$$

Burada P_{0t} , temel bölge Ankara'nın t dönemindeki fiyatıdır. p_{i0t} , i bölgesinin t döneminde TR51 Ankara bölgesine göre fiyatının doğal logaritması alınarak hesaplanmaktadır. Trendsiz tek değişkenli birim kök test denklemi,

$$\Delta p_{i0t} = \alpha_i + \beta_i p_{i0t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \gamma_{ij} \Delta p_{i0t-j} + e_{it} \quad (5.2)$$

şeklinde gösterilmektedir. Trend içermeyen bölgesel fiyat serilerinin ifade edilmesi, tek fiyat kanunu koşulunu test etme amacımıza bağlıdır. Bölge belirli sabit α_i , gelir ve satış vergisi farklılıklarından kaynaklanan bölgeler arası heterojenliği kontrol etmektedir.

ADF testi, aylık bölgesel fiyatların TR51 Ankara bölgesine göre doğal logaritması alınarak hesaplanmaktadır. Seriler 2003(1)-2008(5) dönemi arası aylık olarak 65 bireysel gözleme sahiptir. Tablo 5.1'de İBBS-2 düzeyinde 25 bölgenin TR51 Ankara bölgesinin aynı dönemdeki fiyatlarına göre ADF testi sonuçları gösterilmiştir. Birinci sütun, Schwarz bilgi kriterine göre gecikme sayılarını vermektedir. İkinci sütun, β katsayılarını vermektedir. Denklemden sonuçlar ADF testinin otoregresif yapısında bilgi kriterlerine göre gecikmelerin seçimine bağlıdır. Diğer bir değişle, model seçimi için yaklaşım, β katsayısının büyüklüğü ve anlamlılığı cinsinden olmaktadır (Nenna, 2001). Örneklem hacmi ile gecikme uzunluğu arasında deterministik ilişki olduğu için gecikme uzunluğu doğru seçilmediğinde tahmini parametreler sapmalı olmaktadır. Bu nedenle modele eklenmesi gereken gecikme uzunluğu k 'nın model seçim kriterlerine göre belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada gecikme katsayısı Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir. En küçük Schwarz değerine sahip gecikme sayısı uygun gecikme sayısı olarak belirlenmiştir. Maksimum gecikme sayısı 10 dur. Üçüncü sütun, ADF testinin t -istatistik değerlerini vermektedir. Kritik değerler %5 seviyesinde -2,90766, %10 seviyesinde ise -2,5914 olarak belirlenmiştir. Üçüncü sütunda 25 bölgenin TR51 Ankara bölgesine göre fiyatlarına bakıldığında ADF testinin t -istatistik değerleri %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde belirtilen kritik değerlerin üzerinde kalmaktadır. Bu nedenle tek değişkenli ADF testinde boş hipotez (H_0) birim kök kabul edilmektedir. 25 bölgenin göreceli fiyatlarının bireysel zaman serileri durağan değildir. Seri rassal yürüyüş takip etmektedir. Uzun dönemde bireysel seriler ortalamaya dönüş göstermemektedir.

Tablo 5.1: ADF Testinin Sonuçları

Bölge	Gecikme	β Katsayısı	ADF Testi
TR10 İstanbul	0	-0,09101	-1,80758
TR21 Tekirdağ	0	-0,05327	-1,18078
TR22 Balıkesir	0	-0,05791	-1,37437
TR31 İzmir	0	-0,05481	-1,13845
TR32 Aydın	0	-0,08276	-1,60004
TR33 Manisa	1	-0,06626	-1,8365
TR41 Bursa	0	-0,18653	-2,52497
TR42 Kocaeli	1	-0,12897	-2,3003
TR52 Konya	3	-0,06899	-1,21574
TR61 Antalya	0	-0,05776	-1,51297
TR62 Adana	1	-0,0762	-1,76851
TR63 Hatay	1	-0,05564	-1,68075
TR71 Kırıkkale	0	-0,04691	-1,47342
TR72 Kayseri	1	-0,10701	-2,26859
TR81 Zonguldak	0	-0,05992	-1,59109
TR82 Kastamonu	0	-0,04376	-1,31243
TR83 Samsun	0	-0,08713	-1,92515
TR90 Trabzon	0	-0,04685	-1,52648
TRA1 Erzurum	1	-0,09437	-2,3389
TRA2 Ağrı	0	-0,06546	-1,64398
TRB1 Malatya	1	-0,03448	-1,39399
TRB2 Van	0	-0,0606	-1,63587
TRC1 Gaziantep	1	-0,0391	-1,4684
TRC2 Şanlıurfa	1	-0,05608	-1,72984
TRC3 Mardin	1	-0,04324	-1,67594
65 Gözlem		Kritik Değerler -2,90766(5%) - 2,5914 (10%)	

Alternatif olarak, tek değişkenli birim kök Phillips-Perron testi uygulanmıştır. Test sonuçları ekte gösterilmiştir. Test sonuçlarına göre bireysel zaman serilerinin durağan olmadığı bulunmuştur.

Uygulanan ADF ve PP tek değişkenli birim kök testlerinde birim kök boş hipotezi kabul edilmektedir. Bölgesel fiyatların görelî serileri bu sonuca göre (p_{it})durağan değildir. Bireysel seriye rassal bir şok geçici değil kalıcı olmaktadır. Ancak tek değişkenli birim kök testlerinin birim kök boş hipotezi reddetmede zayıf güce sahip olduğunu çalışmanın metodoloji bölümünde belirtmiştik. Bu zayıf güç, serinin durağanlığı hakkında araştırmacıları yanıltabilmektedir. Bu nedenle gözlem sayısı arttırılarak panel birim kök testlerini alternatif olarak uyguladık.

5. 2) Panel Birim Kök Testleri

Bu bölümde tek değişkenli testin gücünü arttırmak amacıyla panel birim kök testleri uygulanmıştır. Çalışmada Türkiye'nin İBBS-2 düzeyinde 26 bölgesinin TR51 Ankara bölgesinin fiyatlarına göre birim kök sürecinin veya olasılıklı trendin olup olmadığı ile ilgilenmekteyiz. TR51 Ankara bölgesinin fiyatlarına göre bölgesel fiyat serilerinin doğal logaritması alınarak bu serinin göreceli fiyatların aylık toplamından yatay kesit ortalaması ile farkına bakılmaktadır (bkz. denklem 5.3). Farkın alınmasının nedeni, veri setinden ortak zaman etkisini yok etmektir. Böylece, fiyat serilerinde temel yıldaki değişimden kaynaklanan etkiler kontrol edilebilecektir. Aynı zamanda, panel veri birim kök testleri, hata terimlerinin yatay-kesit korelasyonu olmadığı varsayımı altında yapılmaktadır (Levin vd., 1993).

$$p_{i0t} = l\left(\frac{P_{it}}{P_{0t}}\right) - \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N l\left(\frac{P_{it}}{P_{0t}}\right) \quad (5.3)$$

Denklemde, P_{it} , i bölgesinin t döneminde fiyatıdır. P_{0t} , TR51 Ankara bölgesinin t dönemindeki fiyatıdır. N , yatay kesitlerin sayısı olup çalışmamızda düzey-2 bölgelerinin sayısı 26 alınmıştır.

Eş zamanlı durağanlık testi için 26 bölgenin TR51 Ankara bölgesine göre panel zaman serisine (p_{i0t}) sahibiz. Panel birim kök boş hipotezi (H_0)'ne göre, bölgesel göreceli fiyatlar uzun dönemde durağan olmamaktadır. Alternatif hipoteze göre ise (H_1), bölgesel fiyatlar uzun dönemde durağan duruma yakınsamaktadır. Diğer bir deyişle, seri ortalamaya dönüş özelliği göstermektedir. Temel trendsiz birim kök denklemimiz denklem 5.4'te görülmektedir.

$$\Delta p_{i0t} = \alpha_i + \beta_i p_{i0t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_{i0j} \Delta p_{i0t-j} + e_{it} \quad (5.4)$$

Burada, Δp_{i0t} , panel serinin ilk farkıdır. Denklemde, α_i , sabittir. Panel birim kök testlerinde sabit etkileri içermek önemlidir. Bölgeler arasında sabitin değişimi, tek fiyat kanunu'ndan sapmaları kontrol etmek için temel yılda fiyat endeksinde heterojenliği kontrol etmeyi sağlamaktadır. Çünkü bölgesel fiyat endekslerinde gelir seviyesi ve satış vergileri farklılık göstermektedir. γ_{i0j} ise, p_{i0t} serisinde gecikme katsayılarıdır. Katsayı

$\beta_i \equiv \rho_i - 1$ ve otokorelasyon katsayısı $\rho_i \equiv \sum_{j=1}^{k_i} \gamma_{i,j}$ denk olmaktadır (Cecchetti vd.,2002). Seriyeye (p_{i0t}) rassal şokun yaklaşık yarı ömrü, $- \ln(2) / \ln(\rho_i)$ denklemi ile hesaplanmaktadır. Tablo 5.2’de çalışmada uygulanan panel birim kök testinin sonuçları toplu olarak verilmektedir.

Tablo 5.2: Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık (Probability)	β_i Katsayısı	Yarı Ömür	Yatay Kesit	Gözlem
LLC Ortak Birim Kök Testi	-5,967555	0,000	-0,09481	6,95852	26	1653
IPS- Bireysel Birim Kök Testi	-5,63563	0,000	-	-	26	1653
ADF- Fisher Bireysel Birim Kök Testi	118,698	0,000	-	-	26	1653
PP- Fisher Bireysel Kök Testi	105,117	0,000	-	-	26	1654

LLC, IPS, ADF-Fisher, PP-Fisher testlerinin olasılık değerlerine göre (0.000) birim kök boş hipotezi tüm testlerde reddedilmektedir. Türkiye’de bölgesel fiyat serileri durağandır. Seri rassal şoklar tarafından geçici bir süre etkilenmektedir. Bölgesel fiyat farklılıkları çok tutarlıdır. Bölgesel fiyatların TR51 Ankara bölgesine göre birim kök içerdiği reddedilmektedir.

LLC testi β_{i0} katsayısını verme özelliğine sahip olduğu için şokun seriyeyi etkileme süresi hesaplanabilmektedir. Yarı ömür yaklaşık 7 aydır. Diğer bir deyişle, şok seriyeye geldikten sonra ortadan kalkma süresinin yarısı olan yaklaşık 7 ay kadar bir süre sonra seri ortalamaya geri dönmektedir. Bölgesel β_{i0} katsayısında negatif işaretli olarak istatistiki anlamlı olduğu tabloda görülmektedir. Fiyatlar uzun dönemde

yakınsamaktadır. LLC testinin sonuçları modelde var olan gecikme sayısına bağlıdır. Otokorelasyon katsayısı (ρ_i), 1'e yakınlığında birim kök boş hipotezi (H_0) kabul edilmektedir. Dağılımının boş hipotez altında asimptotik standart normal ve hataların korelasyon halinde olmadığı varsayılmaktadır.

Tablo 5.3'te katsayı değerini ve yarı ömrü veren LLC testinin sonuçları, bölgesel katsayı ve yarı ömür sonuçlarını göstermektedir. LLC testinin uygulama sürecinde gecikme sayısı Schwarz bilgi kriterine göre maksimum 10 alınmıştır.

Tablo 5.3: LLC Testinin sonuçları*

Bölge	β_i Katsayısı	Yarı Ömür
TR10 İstanbul	-0,06822	9,809814
TR21 Tekirdağ	-0,09684	6,805198
TR22 Balıkesir	-0,10795	6,067832
TR31 İzmir	-0,07398	9,018373
TR32 Aydın	-0,1068	6,137046
TR33 Manisa	-0,26601	2,24131
TR41 Bursa	-0,06952	9,619736
TR42 Kocaeli	-0,04834	13,98956
TR51 Ankara	-0,04746	14,25549
TR52 Konya	-0,1233	5,267459
TR61 Antalya	-0,19199	3,251452
TR62 Adana	-0,301	1,9356
TR63 Hatay	-0,13179	4,904748
TR71 Kırıkkale	-0,14133	4,549087
TR72 Kayseri	-0,13779	4,675327
TR81 Zonguldak	-0,27384	2,166187
TR82 Kastamonu	-0,13488	4,784052
TR83 Samsun	-0,35309	1,591437
TR90 Trabzon	-0,17947	3,504198
TRA1 Erzurum	-0,3261	1,756254
TRA2 Ağrı	-0,255	2,354672
TRB1 Malatya	-0,04554	14,87136
TRB2 Van	-0,18249	3,440071
TRC1 Gaziantep	-0,05614	11,99685
TRC2 Şanlıurfa	-0,10508	6,243391
TRC3 Mardin	-0,05827	11,5454
Ortalama	-0,14932	6,414688

*Model sabit terim içermektedir. Maksimum gecikme sayısı 10'dur. 1653 gözlem sayısına sahiptir.

Tabloda bölgesel katsayıların negatif olarak beklenen değerde olduğu görülmektedir. Ayrıca bölgesel fiyat serilerine gelecek rassal bir şokun tahmini ortadan

kalkma sürelerinin yarısı görülmektedir. Şokların etkisinin en kısa sürede (1,75 ve 1,93 ay) ortadan kalkacağı bölgelerin TRA1 Erzurum ve TR62 Adana bölgeleri olduğu görülmektedir. Şokun en uzun sürede yok olacağı tahmini bölge ise (14,8 ay) ile TRB1 Malatya bölgesidir. Tüm bölgelerde rassal şokların yok olma süresinin ortalama 6,4 ay gibi kısa bir süre olduğu görülmektedir. Tablo 5.2’de ise, LLC testinin değeri için hesaplanan yarı ömür yaklaşık 7 ay bulunmuştur. Test istatistiği ve bölgesel katsayılar tarafından hesaplanan yarı ömürde çok önemli bir farklılık görülmemektedir. IPS testi, bireysel serilerin alternatif hipotezi LLC testinden farklı olarak panelde en az biri durağandır ($H_1 : \beta_{it} < 0$). Katsayıyı (β_{it}), heterojen kabul etmektedir. Bireysel seriler için katsayı değeri verememektedir. Bu nedenle seriye gelecek rassal bir şokun yarı ömrü IPS testi ile hesaplanamamaktadır.

Mesafenin Fiyat Farklılığında Etkisi

Mesafenin ulaşım maliyetlerinin artmasında önemli etkisi olduğu için, fiyatların bölgeler arasında farklılaşmasında etkisi vardır. Literatürde bu etkiyi çeşitli yöntemlerle inceleyen çalışmalar bulunmaktadır. Engel ve Rogers (1996), Parsley ve Wei (1996), Ceglowski (2003), Cecchetti vd. (2002), Das ve Bhattacharya (2007) çalışmalarında mesafenin fiyatlar üzerindeki etkisini hesaplamaya çalışmışlardır. Tablo 5.4’de mesafenin bölgesel fiyat serileri üzerinde etkisi görülmektedir.

Tablo 5.4: Mesafenin Bölgesel Görelî Fiyat Serilerinin Varyansı Üzerinde Etkisi

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	
	In(Mesafe)	R^2
V(p)	0,000422 (2,667113)*	0,203015

* parantez içindeki değer t-istatistiğidir. %5 düzeyde anlamlıdır.

V(p), TR51 Ankara bölgesine göre bölgesel fiyat serilerinin oynaklığıdır. Bölgesel görelî fiyat serilerinin doğal logaritması alınarak varyansı hesaplanmıştır.

In(Mesafe), 25 bölgenin TR51 Ankara bölgesine göre kilometre (km) cinsinden uzaklığının doğal logaritması alınarak hesaplanmıştır. Mesafeye ilişkin veriler çalışmanın 4. bölümünde verilmiştir. EKK yöntemine göre modelde beklentimiz, göreceli fiyat serisinin mesafedeki artışla oynaklığının artmasıdır. Tabloda görülen katsayı beklendiği gibi istatistiki olarak anlamlı ve pozitifdir (%5 anlam düzeyinde). Diğer bir değişle Türkiye’de mesafenin, göreceli bölgesel fiyat serilerinin üzerinde oynaklığını arttırıcı etkisi bulunmaktadır.

Çalışmada mesafenin fiyat farklılığı üzerinde etkisini ölçen alternatif yaklaşımlarda uygulanmıştır. Tablo 5.5’te görüldüğü gibi bağımlı değişken, bölgelerin bireysel fiyat serilerinin TR51 Ankara bölgesinin fiyatları ile korelasyonudur.

Tablo 5.5: Mesafenin Bölgesel Fiyat Korelasyonları Üzerinde Etkisi

Bağımlı Değ.	Bağımsız Değişkenler					$\bar{R}^2$
	Sabit	Mesafe	Mesafenin Karesi	In Mesafe	Çift In Mesafe	
Enf. Kor.	0,710725 (15,30408)	-0,00017 (-2,40126)**				0,165684
Enf. Kor.	0,670243 (23,65775)		-0,000000146 (-2,90061)**			0,235998
Enf. Kor.	1,091192 (3,992572)			-0,07708 (-1,76444)*		0,080926
Enf. Kor.	1,442645 (2,880733)				-0,4554 (-1,66333)*	0,068564

*Parantez içindeki değerler t-istatistiği %10 düzeyde anlamlı

** %5 düzeyde anlamlı

Bağımlı değişken enflasyon korelasyonu, TR51 Ankara bölgesi ile diğer 25 bölgenin aylık fiyatları arasında korelasyonunu ölçmektedir. Bağımsız değişkenlerimiz ise, mesafe, mesafenin karesi, mesafenin doğal logaritması, ve mesafenin çift doğal logaritmasıdır (benzer tahminleme için bkz. Engel ve Rogers, 1996; Das, Bhattacharya, 2007). Mesafe olarak yine TR51 Ankara bölgesine göre 25 bölgenin uzaklığı (km) alınmıştır. Modelde beklentimiz mesafe arttıkça bölgeler arasında fiyatların korelasyonunun azalmasıdır. Tablo 5.5’te görüldüğü üzere, EKK yöntemi kullanılan modelde tüm açıklayıcı değişken katsayıları anlamlı olarak negatif işaretle beklenti

doğrulamaktadır. Açıklayıcı değişkenler %5 ve %10 seviyesinde istatistiki anlamlıdır. Mesafede artış, bölgesel fiyat korelasyonlarını azaltmaktadır.

Mesafenin fiyatlar üzerindeki etkisini incelemek için kullanılabilecek diğer bir bağımlı değişken enflasyon farkıdır. Çalışmada bu değişken, TR51 Ankara bölgesi ile diğer bölgeler arasında örnek periyodu boyunca ortalama yıllık enflasyon sapması olarak alınmıştır ve Tablo 5.6'da gösterilmiştir.

Tablo5.6: Mesafenin Ortalama Yıllık Enflasyondan Sapmaları Üzerinde Etkisi

Bağımlı Değ.	Bağımsız Değişkenler					$\bar{R}^2$
	Sabit	Mesafe	Mesafenin Karesi	In Mesafe	Çift In Mesafe	
Enf. Sapma	1,303898 (13,53119)	0,000401 (2,661146)*				0,202173
Enf. Sapma	1,416748 (22,99108)		0,0000000288 (0,00000011)*			0,197224
Enf. Sapma	0,23345 (0,420793)			0,208603 (2,352358)*		0,158886
Enf. Sapma	-0,77507 (-0,76272)				1,263836 (2,274878)*	0,148183

*Parantez içindeki değerler t-istatistik %5 düzeyde anlamlı

Modelde bağımsız değişkenler yine mesafe, mesafenin karesi, mesafenin doğal logaritması ve mesafenin çift doğal logaritmasıdır (Das, Bhattacharya, 2007). Beklentimiz modelde mesafenin artmasıyla bölgesel fiyatların ortalama yıllık enflasyondan sapmalarının artmasıdır. Tablo 5.6'da görüldüğü gibi EKK yöntemi kullanılan modelde bağımsız değişkenler beklentimizi doğrulamaktadır. Katsayılar pozitif işaretlidir. Test, %5 seviyesinde istatistiki anlamlılık göstermektedir.

Özetle, Türkiye'de 26 düzey-2 bölgesinde fiyatlar 2003(1)- 2008(5) döneminde panel birim kök test yöntemlerine göre yakınsar görülmektedir. Bölgesel fiyat serileri durağandır. Bu serilere gelecek rassal bir şok geçici olmakta ve yarı ömrü yaklaşık 7 ay olarak bulunmuştur. Mesafenin ulaşım maliyetlerini arttırmada etkisi bölgesel fiyat farklılıklarına yol açmaktadır. Mesafenin artışı, göreceli bölgesel fiyat serilerinin oynaklığını arttırmaktadır. Aynı zamanda bölgesel fiyatlar arasında enflasyon korelasyonlarını azaltmakta ve bölgesel ortalama yıllık enflasyon oranlarında sapmayı

arttırmaktadır. Uygulamalarda görüldüğü gibi, mesafe fiyat farklılıklarının nedenini önemli ölçüde açıklamaktadır.

5.3) Değerlendirme

Çalışmada Türkiye’de bölgesel fiyat yakınsaması, İBBS’ye göre 26 düzey-2 bölgesinde incelenmiştir. Kullanılan veri seti 2003=100 temel yıllı 2003:1-2008:5 dönemi aylık bölgesel TÜFE verileridir (bkz. Bölüm-4). Bu veri dönemi, ülkede yüksek enflasyon dönemlerinden sonra istikrar programları ve enflasyon hedeflemesi ile düşük enflasyon oranlarına geçildiği ve fiyat istikrarının sağlanması hedeflenen, yapısal kırılma yaratacak bir ekonomik krizin olmadığı dönemdir. Yakınsamanın varlığı, zaman serisinin durağanlığının gösterilmesiyle mümkün olmaktadır. Bunun için birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir. Birim kök testlerin uygulanabilmesi için, bölgesel fiyatların araştırmacı tarafından seçilen temel bölgenin aynı dönemdeki fiyatlarına oranının doğal logaritması alınarak seriler oluşturulmalıdır. Literatürde ülkeler arasında fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar fiyat istikrarına sahip olan veya para politikasının merkezi olarak görülen ülkeleri temel ülke olarak almışlardır. Bölgeler arasında fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmaların ise temel bölge olarak ülkelerin başkentini aldığı, mesafenin fiyatlar üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaların ise diğer bölgelere eşit uzaklıkta olan veya en uzak bölgeyi temel aldıkları görülmüştür (bkz. Bölüm-2). Bu çalışmada temel bölge seçilirken literatürdeki çalışmalar dikkate alınmıştır. Bölgesel fiyat serileri, tüm bölgelere eşit uzaklığı ve diğer bölgelere göre istikrarlı fiyatlara sahip olması nedeniyle TR51 Ankara bölgesine göre alınarak 65 gözleme sahip bireysel zaman serileri oluşturulmuştur. Durağanlığın tespiti için tek değişkenli ve panel birim kök testleri uygulanmıştır (bkz. Bölüm-5). Tek değişkenli ADF ve PP testlerinin sonuçlarına göre bireysel seriler durağan bulunmamaktadır. Birim kök testlerin zayıf gücü nedeniyle panel birim kök testleri uygulanmıştır. Panel birim kök testlerin uygulanabilmesi için TR51 Ankara bölgesine göre bölgesel fiyat serisinin, göreceli toplam bölgesel fiyat serilerinin yatay-kesit ortalaması ile farkı alınmıştır. Uygulanan LLC, IPS, Fisher ADF ve Fisher PP testlerinin sonuçlarına göre birim kök boş hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir değişle, bölgesel fiyat serileri

durağandır ve uzun zamanda ortalamaya dönüş eğilimindedir. LLC testi β katsayısını verdiği için yarı ömür hesaplanabilmektedir. Bölgesel fiyat serilerine gelecek bir rassal şokun ortadan kalkma ve serinin eski haline dönme süresinin yarısının yaklaşık 7 ay olduğu bulunmuştur.

Çalışmada ayrıca serilerin TR-51 Ankara bölgesine olan uzaklıklarının bölgesel fiyat serileri üzerinde etkisi incelenmiştir (bkz. Bölüm-5). Mesafenin, görelî fiyat serilerinin oynaklığını arttırıcı etkisi görülmüştür. Ayrıca, mesafenin artışı bölgesel fiyatlar arasındaki korelasyonu azaltmakta ve ortalama yıllık enflasyon üzerindeki sapmaları arttırmaktadır.

Teoride, bölgelerin fiyatlarının aynı para biriminin kullanılması ve ticaret engellerinin olmaması nedeniyle daha hızlı yakınsayacağı varsayılmıştır (bkz. Bölüm-2). Literatürde Das, Bhattacharya (2007), Morshed, Ahn, Lee (2006), Ratfai (2006), Vaschuk (2003), Cecchetti, Mark, Sonora (2002), Nenna (2001) çalışmalarında bölgesel fiyat yakınsamasını araştırmışlardır (bkz. Bölüm-2). Farklı yöntemler kullandıkları çalışmalarında bölgelerde fiyat yakınsamasının varlığını göstermişlerdir. Çalışmamızın sonuçlarında da literatürü destekleyici şekilde, Türkiye’de bölgeler arasında fiyatların yakınsadığı bulunmuştur.

Türkiye’de de fiyat yakınsamasını konu alan çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Çalışma bulguları literatürle karşılaştırıldığında bildiğimiz kadarıyla bölgesel fiyat serilerini inceleyen tek çalışma Özçiçek (2007)’in çalışmasıdır. Bu çalışmada kullanılan endeks ve veri dönemi çalışmamızdan farklılık göstermektedir. Çalışmasında, 1994=100 temel yıllı 19 ilin aylık TÜFE verilerini kullanarak Türkiye’de fiyat yakınsamasını araştırmıştır. Örnek döneminin 1994:1-2003:12 olduğu çalışmada tek değişkenli birim kök testi ADF ve panel birim kök testleri LLC ve IPS testler uygulanmıştır. Çalışmanın sonucu olarak, birim kök boş hipotezi kabul edilmektedir. Fiyat serilerinin durağan olmadığı bulunmuştur. Özçiçek (2007) bulgularının çalışmamızın bulgularından farklılaşma nedeni incelenen dönem farkından kaynaklanıyor olabilir. Serilerin durağan bulunamamasının nedeni, çalışmada kullanılan örnek dönemin ülke için yüksek enflasyon dönemi ve yapısal kırılma yaratacak ekonomik krizlerin yaşandığı dönemi kapsamaması düşünülebilir. Yapısal kırılmalar serinin otoregresif (AR) sürecini değiştirmektedir (bkz. Bölüm- 3). Çalışmada yapısal

kırılma olduğu göz ardı edilirse, durağan bir seri, durağan değilmiş gibi görülebilmektedir. Boş hipotez yanlışlıkla kabul edilebilmektedir. Bulgudaki farklılığın bir diğer nedeni de yüksek enflasyondan düşük enflasyona geçişle birlikte fiyat istikrarının yakınsama yönünde olumlu bir etki yaratması olduğu düşünülebilir. Türkiye’de fiyat serilerini inceleyen ancak bölgesel olmayan çalışmalarda bulunmaktadır. Aynı döneme ilişkin bir diğer çalışma ise, Yıldırım (2003), çalışmasında Türkiye’de 1990-2000 yılları arası aylık verileri kullanarak uzun dönemde SGP’nin geçerli olup olmadığını araştırmıştır. Reel döviz kurunun zaman serisi özelliklerine dayalı çalışmada serilerin durağan olmadığı sonucuna varılması ile SGP teorisi reddedilmiştir. Ancak bu çalışmada da kullanılan veri dönemi Türkiye’de enflasyonun çok yüksek değerlerde olduğu ve yaşanan krizlerle ekonomide kırılmaların olduğu dönemdir. Akdi, Şahin (2007), TEFE, TÜFE ve 7 alt kategorisine ait enflasyon serilerini kullandıkları çalışmalarında enflasyon yakınsamasını test etmişlerdir. Çalışmanın dönemi 1988:1- 2007:10 arası aylık veriler olarak uzun dönemdir. Tek değişkenli birim kök testleri ADF ve PP testin yapıldığı çalışmada ayrıca TÜFE ve TEFE enflasyon serileri farkı alınarak Kwiatkowski (KPSS) testler uygulanmıştır. Çalışma sonunda birim kök boş hipotez %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Tek değişkenli birim kök testlere göre örnek döneminde fiyatlar yakınsar bulunmuştur. Çalışmanın döneminin diğer çalışmalara göre uzun dönemde olması itibariyle 2000 yılı sonrasında düşük enflasyona geçiş programlarının bu sonuçta etkili olduğu söylenebilir.

Çalışmamız literatürle karşılaştırıldığında kullanılan endeks ve uygulama dönemi bakımından farklılık göstermektedir. Kullanılan endeks 2003=100 temel yılıdır ve 2003-(1):2008-(12) döneminin bölgesel fiyat serilerini içermektedir. Çalışmamız Türkiye ile ilgili literatürdeki çalışmalardan sonraki döneme ışık tutmaktadır.

Çalışmanın sonuçları, Türkiye’de 2000 yılından sonra uygulanan politikaların etkinliği hakkında bilgi vermektedir. Ülkede 2000-2007 yılları arasında uzun vadeli istikrar programı uygulanarak yüksek enflasyondan düşük enflasyon dönemine geçilmesi hedeflenmiştir. 2000 yılındaki istikrar programının başlangıcında kur politikası istikrar sağlayıcı etki oluştururken, zamanla döviz çıpası uygulanmasının sonucu olarak enflasyon döviz kuru artışlarının üzerine çıkmıştır. Enflasyon ve faiz oranlarının hedeflenen oranların çok üzerinde gerçekleşmesiyle Şubat 2001’de yaşanan

kriz sonrası “Güçlü Ekonomiye Giriş Programı” uygulanmıştır. Enflasyonla mücadele politikası ve enflasyon hedeflemesi, dış ticaret ve kur politikası başlıca hedefleri arasında gösterilmiştir. Ekonominin genelinde geçiş döneminin yaşanmasıyla “2002 Acil Eylem Planı ve 2003 İstikrar Programı” uygulanmıştır. Uygulanan istikrar programlarının öngördüğü sıkı mali ve parasal tedbirler, kamu mali dengesindeki ve finans piyasalarındaki kırılganlığı azaltmıştır. 2004-2005 dönemi için istikrar programları uygulanmıştır. 2006 yılından itibaren fiyat istikrarına ulaşılabilmesi amacıyla da enflasyon hedeflemesi programı uygulanmaktadır. Bu programla, kısa vadeli faiz oranları enflasyonla mücadelede etkin olarak kullanılırken, para tabanı da ek bir çıpa olarak belirlenerek enflasyon hedeflerinin güvenilirliğinin arttırılması amaçlanmıştır. Toplumun her kesimi tarafından kolay takip edilebildiği ve günlük yaşam maliyetini iyi ölçen gösterge olduğu için enflasyon hedefinin TÜFE üzerinden tanımlanması tercih edilmiştir. Son yıllarda düşen enflasyon sürecinden fiyat istikrarı sürecine doğru ilerlenmesi planlanmaktadır. 2003-2008 yılları arası aylık bölgesel fiyatların kullanıldığı bu çalışmada yakınsamasının varlığının görülmesi ile birlikte fiyat istikrarını sağlama yönünde uygulanan politikaların başarılı olduğu söylenebilir.

SONUÇ

Ülke veya bölgelerin zamanla kişi başı gelirlerinin birbirine yakınlaşacağını öngören yakınsama kavramı son zamanlarda fiyatlar arasında yakınsamayı inceleyen çalışmalarla karşımıza çıkmaktadır. Ülkeden ülkeye veya bölgeden bölgeye fiyatlar arasında büyük farkların olması, fiyat istikrarının sağlanamamış olması demektir. Oysa fiyat istikrarının olması demek, ülkenin güçlü rekabet politikasına sahip olarak küresel piyasa entegrasyonuna uyum sağlaması ve piyasada döviz kurlarının istikrarlı olması demektir. Fiyatların yakınsamasında teorik beklenti, fiyatların birebir aynı olması değil, fiyat değişimlerinin birbirine yakınsamasıdır.

TFK ve SGP, fiyat yakınsamasına ilişkin teoriler olarak literatürde yer almaktadır. TFK'na göre bir ekonomik varlığın fiyatı tüm piyasalarda aynı olmalıdır. SGP'ne göre ise iki ülkede aynı malın fiyatı aynı para birimi cinsinden eşit olmalıdır. Uygulamalarda bu iki teorinin geçerliliği bazı engeller nedeniyle gözlemlenemeyebilmektedir. Bu nedenle fiyat yakınsamasının geçerli olmadığı durumlar görülmektedir. Mesafelerin ve ticaret engellerinin maliyetleri arttırıcı etkisi, zayıf rekabet politikası, kamu politikası sonucu kapalı ekonomiye sahip olunması, istikrarsız para birimi, farklı piyasa tipleri (tekel, oligopol vb.), teknolojik yetersizlikler ve kültür farklılıkları yakınsamayı önleyen başlıca etkenlerdir.

Bir ülkenin bölgeleri arasında aynı para birimi kullanıldığı ve ticaret engelleri olmadığı için fiyatların bölgeler arasında yakınsaması beklenmektedir. Bu nedenle bölgesel fiyat yakınsamasını inceleyen çalışmalar yapılmıştır. Das vd. (2007), Morshed vd. (2006), Ratfai (2006), Vaschuk (2003), Cecchetti (2002), Nenna (2001) literatürde örnek olarak gösterilmektedir. Çalışmaların sonuçlarında, bölgeler arasında fiyat yakınsamasının var olduğu görülmektedir.

Çalışmamızda literatürde bildiğimiz kadarıyla 2003 yılı sonrasında Türkiye'de bölgesel fiyat yakınsamasını inceleyen bir çalışma olmadığı için İBBS'ye göre 26 düzey-2 bölgesinde fiyatların yakınsaması incelenmiştir. Türkiye, AB'ne entegrasyon sürecinde bir ülke olarak 2005 yılında İBBS'ye göre 26 düzey-2 bölgesine ayrılmıştır. Çalışmamızda 2003:1-2008:5 dönemi aylık TÜFE verileri kullanılmıştır. Bu dönemde ülkede düşük enflasyon dönemi yaşanmaktadır ve fiyat istikrarının sağlanmasına

yönelik programlar yürütülmektedir. Fiyat yakınsamasını test etmek için tek değişkenli ve panel birim kök testleri kullanılmıştır. Tek değişkenli ADF ve PP testlerine göre bireysel fiyat serileri durağan bulunmamıştır. Birim kök boş hipotezi reddedilmektedir. Ancak tek değişkenli testler zayıf güce sahip olduğu için panel birim kök testleri de uygulanmıştır. LLC, IPS, Fisher-ADF ve Fisher-PP test sonuçlarına göre Türkiye’de bölgesel fiyatlar birbirine yakınsamaktadır. Bölgesel fiyat serisinin yarı ömrü yaklaşık 7 ay olarak bulunmuştur.

Mesafenin fiyat yakınsamasının üzerinde olumsuz etkisi olduğu bilinmektedir. Çalışmalarda bu etki test edilebilmektedir. EKK yöntemi ile mesafenin bölgesel fiyat serisi üzerinde etkisinin incelendiği bu çalışmada mesafenin göreceli bölgesel fiyat serileri üzerinde oynaklığı arttırıcı etkisi olduğu görülmüştür. Mesafe bölgesel fiyatlar arasında korelasyonları azaltmaktadır ve ortalama yıllık enflasyon oranlarında sapma yaratıcı etkisi olduğu görülmüştür.

Türkiye’de 1990’lı yıllar boyunca yaşanan yüksek enflasyon ve krizlere çözüm olarak uygulanan kısa vadeli istikrar programlarının kalıcı çözümler sağlamadığı görüldükçe 2000’li yıllarda yüksek enflasyondan düşük enflasyona geçilme sürecinde daraltıcı mali önlemlerle kamu mali disiplini, finansal yapılarda ve döviz kurunda istikrarın sağlanması üzerine yoğunlaşmıştır. Aslında bu süreç, nihai hedef olan fiyat istikrarının sağlanabilmesi yolunda geçiş olarak düşünülmüştür. Bu nedenle 2001-2005 yılları arasında enflasyon hedeflemesi programına hazırlık yapılırken 2006 yılında uygulamaya başlanmıştır. Bu yıldan itibaren düşük enflasyondan fiyat istikrarı sürecine doğru ilerlenmesi planlanmaktadır. Bu çalışmada yapılan, Türkiye’de bölgesel fiyat yakınsamasının zaman serisi analizi sonucunda, ülkede 2003(1):2008(5) döneminde uygulanan maliye ve para politikalarının fiyat istikrarını sağlaması yönünde başarılı ve etkin olduğu ortaya konmuştur.

KAYNAKÇA

Akdi Y., Şahin A., “ Enflasyon Yakınsaması: Türkiye Örneği”, Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, Cilt: 44, Sayı: 514, syf: 69- 74, 2007

Bentzen J., “An Empirical Analysis of Gasoline Price Convergence for 20 OECD Contries”, Working Paper 03- 19, (2003)

Breitung J., Pesaran M. H., “Unit Roots and Cointegration in Panels”, CESIFO Working PaperNo. 1565, Category: 10, Empirical and Theoretical Methods, Eylül, (2005)

Bukenya J. O., Labys W. C., “Price Convergence on World Commodity Markets: Fact or Fiction?”, International Regional Science Review, 28, 3: 302- 329, (2005)

Cecchetti S. G., Mark N. C., Sonora R. J., “Price Index Convergence among United States Cities”, International Economic Review, Vol. 43, No. 4., (2002)

Ceglowski J., “The Law of One Price: Intranational Evidence for Canada”, The Canadian Journal of Economics, Vol. 36, No. 2., pp. 373- 400, (2003)

Choi I., “Unit Root Tests for Panel Data”, Journal of International Money and Finance, 20, syf: 249- 272, (2001)

Coleman A., Daglish T., “Regional Price Convergence in Australia and New Zealand, 1984-1996”, Treasury Working Paper, 98/3

Conway P., “Privatization and Price Convergence: Evidence from Four Markets in Kyiv”, Journal of Comparative Economics 27, pp. 231- 257, (1999)

Cook S., “The Convergence of Regional House Prices in the United Kingdom”, Urban Studies, Vol. 40, No. 11, pp. 2285- 2294, (2003)

Cushman D. O., Macdonald R., Samborsky M., “The Law of One Price for Transitional Ukraine”, *Economics Letters*, 73 pp. 251- 256, (2001)

Çamur K. C., Gümüş Ö., “İstatistiki Bölge Birimleri-NUTS Sistemi”, *Bölge Kalkınma Ajansları Nedir, Ne Değildir?*, syf:147-157, Derleyen: Menaf Turan, YAYED, Ankara, 2005

Das S., Bhattacharya K., “Price Convergence across Regions in India”, *Empirical Economics*, Springer- Verlag, (2007)

Dawson P. J., Dey P. K., “Testing for the Law of One Price: Rice Market Integration in Bangladesh”, *Journal of International Development*, J. Int. Dev. 14, pp. 473- 484, (2002)

De Masi P., Koen V., “Prices in the Transition: Ten Stylized Facts”, *IMF Working Paper*, (1997)

De Masi P., Koen V., “Relative Price Convergence in Russia”, *IMF Working Paper*, (1995)

Enders W., “Applied Econometric Time Series”, *Wiley Series in Probability and Statistics*, Second Edition, 2004

Engel C., Rogers J. H., “Deviations from the Law of One Price: Sources and Welfare Costs”, *Working Paper*, (1999)

Engel C., Rogers J. H., “How Wide Is the Border?”, *The American Economic Review*, Vol. 86, No. 5., pp. 1112- 1125, (1996)

Faber R. P., Stokman A. C. J., “Price Convergence in Europe from a Macro Perspective: Trends and Determinants (1960- 2003)”, *DNB Working Paper*, No. 12, (2004)

- Fan C. S., Wei X., "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China", the Review of Economics and Statistics, 88(4), syf. 682- 697, (2006)
- Fleissig A. R., Strauss J., "Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity for Price Indices", Journal of International Money and Finance, No. 19., syf. 489- 506, (2000)
- Funke K., Koske I., "Does the Law of One Price Hold within the EU? A Panel Analysis", International Atlantic Economic Society, (2007)
- Gajewski P., Kowalski J., "Price Convergence in the European Union Countries", working papers, (2004)
- Gaulier G., Haller S., "The Convergence of Automobile Prices in the European Union: an Empirical Analysis for the Period 1993- 1999", CEPIL, Working Paper no: 00- 14, (2000)
- Gluschenko K., "The Law of One Price in the Russian Economics", LICOS Centre for Transition Economics, Discussion Paper, 152, (2004)
- Goldberg P. K., Verboven F., "Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market", NBER Working Paper Series, 8402, (2001)
- Gujarati D. N., "Temel Ekonometri", Literatür Yayıncılık, 1999
- Ha J., Fan K., "One Country, Two Prices? A Study of the Deflationary Effect of Price Convergence on Hong-Kong", Asian Economic Journal, Vol. 18, No. 4., (2004)
- Hufbauer G. C., Wada E., Warren T., "The Benefits of Price Convergence: Speculative Calculations", kitap, Policy Analysis in International Economics, 65, January, (2002)

Islam N., “What Have We Learnt From The Convergence Debate?”, *Journal of Economic Surveys* Vol.17, No.3, 2003

Karaca O., “Türkiye’de Bölgeler Arası Gelir Farklılıkları: Yakınsama Var mı?”, *Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni*, Nisan, 2004

Levin A., Lin C- F., “Unit Root Tests in Panel Data: New Results”, *Discussion Paper* 93- 56, Aralık (1993)

Maddala G. S., Wu S., “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue*, (1999)

Maier P., Cavelaars P., “Convergence of Price Levels: Lessons from the German Reunification”, *Journal of Comparative Economics*, 32, syf. 467- 481, (2004)

Meier C., P., “Assessing Convergence to Purchasing Power Parity: A Panel Study for Ten OECD Countries”, *Weltwirtschaftliches Archiv* Vol. 133 (2), syf. 298- 312, (1997)

Morshed A. K. M. M., Ahn S. K., Lee M., “Price Convergence among Indian Cities: A Cointegration Approach”, *Journal of Asian Economics*, 17, syf. 1030- 1043, (2006)

Nenna M., “Price Level Convergence among Italian Cities: Any Role for the Harrod-Balassa- Samuelson Hypothesis?”, No. 64, (2001)

O’ Connell P. G. J., “The Overvaluation of Purchasing Power Parity”, *Journal of International Economics*, No. 44., syf. 1- 19, (1998)

Officer L. H., “The Relationship Between Absolute and Relative Purchasing Power Parity”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 4., syf. 562- 568, (1978)

Özçiçek Ö., “Türkiye’de İllerarası Fiyat Yakınsaması”, Akdeniz İ.İ.B. F., 13, syf. 266-279, (2007)

Parsley D. C., Wei S.- J., “Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations”, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 111, No. 4. syf. 1211- 1236, (1996)

Ratfai A., “How Fast Is Convergence to the Law of One Price? Very”, Economics Bulletin, Vol. 6, No.10, syf. 1- 12, (2006)

Rivero S. S., Pareja S. G., “Price Convergence in the European Car Market”, Applied Economics, 40, syf. 241- 250, (2008)

Rivero S. S., Pareja S. G., “Price Convergence in the European Union”, Applied Economics Letters, 11, syf. 39- 47, (2004)

Rogoff K., “The Purchasing Power Parity Puzzle”, Journal of Economic Literature, Vol. 34, No. 2., syf. 647- 668, (1996)

Şimşek H. A., “Türkiye’de 2000 Sonrasında Uygulanan İstikrar Programlarının Kamu Maliyesine Etkileri”, Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, Cilt: 44, Sayı: 512, syf: 52-68, 2007

Taylor A. M., Taylor M. P., “The Purchasing Power Parity Debate”, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 4., syf. 135- 158, (2004)

Terborgh G. W., “The Purchasing Power Parity Theory”, The Journal of Political Economy, Vol. 34, No. 2. syf. 197- 208, (1926)

TÜİK, “Fiyat Endeksleri ve Enflasyon, Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi-3”, Yayın No: 3129, Ankara, Şubat, 2008

TÜİK, “Satınalma Gücü Paritesi, Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi-4”, Yayın No: 3145, Ankara, Nisan, 2008

TÜİK, “Türkiye İstatistik Yıllığı-2007”, Yayın No: 3144, Ankara, Mayıs, 2008

Vashchuk O., “The Law of One Price and Regional Price Convergence in Ukraine”, Yüksek Lisans Tezi, National University of Kyiv- Mohyla Academy, (2003)

Yang J., Bessler D. A., Leatham D. J., “The Law of One Price: Developed and Developing Country Market Integration”, Journal of Agricultural and Applied Economics, 32, 3: 429- 440, December, 2000

Yıldırım O., “Döviz Kurları Çerçevesinde Satınalma Gücü Paritesinin Zaman Serisi Analizi ve Türkiye Ekonomisi Uygulaması”, Bankacılar Dergisi, Sayı 44, 2003

Yılmaz Ö. G., “Türkiye Ekonomisinde Büyüme ile İşsizlik Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi”, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, sayı: 2, syf: 11- 29, (2005)

Zortuk M., “Türkiye’ de Tüketici ve Toptan Eşya Fiyat Endeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1986- 2004”, Dumlupınar Üniversitesi sosyal Bilimler Dergisi, Sayı: 20 syf: 181- 190 (Nisan 2008)

EK-1

Fiyat yakınsaması çalışmalarının yapılabilmesi için yakınsamanın varlığını gösterecek zaman serisinin durağanlığının test edilmesi gerekmektedir. Durağanlığın test edilebilmesi için ise birim kök testlerin uygulanabilmesi için veri seti bireysel fiyat serileri temel bir bölge veya ülkeye göre alınarak hesaplanmaktadır. Fiyat serilerinin temel alınan bölgenin fiyatlarına göre yakınsaması incelenmektedir. Teorik olarak ise, görelî olarak ülkenin fiyatlarının ortalamasının alınması ile herhangi bir bölgenin fiyatlarının alınması veri setinde deęişiklik yaratmayacağı için çalışmanın sonuçlarına etkisi olmayacaktır.

İspatta P_{it} , i bölgesinin t dönemindeki fiyatı, P_{0t} ise temel alınan bölgenin t dönemindeki fiyatıdır. Görüldüğü gibi iki bölgenin fiyatlarının birbirine oranının doğal logaritmasından toplamalarının yatay kesit ortalamasının çıkarılması ile elde edilecek sonuç, i bölgesinin t dönemindeki fiyatının doğal logaritmasından bu bölgenin toplam fiyatlarının yatay kesit ortalamadan çıkarılmasına eşittir.

İSPAT:

$$\begin{aligned} l\left(\frac{P_{it}}{P_{0t}}\right) - \frac{\sum l(P_{it} / P_{0t})}{N} &= l\left(\frac{P_{it}}{P_{0t}}\right) - \frac{1}{N} \sum l(P_{it} / P_{0t}) \\ &= l(P_{it}) - l(P_{0t}) - \frac{\sum l(P_{it})}{N} + \frac{\sum l(P_{0t})}{N} \\ &= l(P_{it}) - \cancel{l(P_{0t})} - \frac{\sum l(P_{it})}{N} + \frac{\cancel{N * l(P_{0t})}}{\cancel{N}} \\ &= l(P_{it}) - \frac{\sum l(P_{it})}{N} \end{aligned}$$

EK- 2

Tablo: PP Test Sonuçları

PP Test	Kritik Değerler -2,90766 (5%) -2,5914 (10%)	
Bölge	Bandwith	PPTest
TR10 İstanbul	0	-1,80758
TR21 Tekirdağ	10	-1,20796
TR22 Balıkesir	2	-1,5559
TR31 İzmir	2	-1,086747
TR32 Aydın	3	-1,71504
TR33 Manisa	2	-1,57366
TR41 Bursa	3	-2,46324
TR42 Kocaeli	2	-2,1852
TR52 Konya	25	-1,80423
TR61 Antalya	5	-1,5056
TR62 Adana	1	-1,55104
TR63 Hatay	2	-1,4316
TR71 Kırıkkale	5	-1,43545
TR72 Kayseri	4	-2,32621
TR81 Zonguldak	6	-1,61074
TR82 Kastamonu	2	-1,40062
TR83 Samsun	1	-1,9278
TR90 Trabzon	5	-1,52817
TRA1 Erzurum	7	-1,74043
TRA2 Ağrı	2	-1,76305
TRB1 Malatya	1	-1,30809
TRB2 Van	4	-1,68322
TRC1 Gaziantep	2	-1,46213
TRC2 Şanlıurfa	2	-1,67223
TRC3 Mardin	1	-1,66069

EK- 3**Kodlar İtibariyle 26 Düzey- 2 Bölgesi ve Alt Bölgeleri**

Kod	Düzey- 2	Alt Bölgeler
TR10	İstanbul	İstanbul
TR21	Tekirdağ	Tekirdağ
		Edirne
		Kırklareli
TR22	Balıkesir	Balıkesir
		Çanakkale
TR31	İzmir	İzmir
TR32	Aydın	Aydın
		Denizli
		Muğla
TR33	Manisa	Manisa
		Afyon
		Kütahya
		Uşak
TR41	Bursa	Bursa
		Eskişehir
		Bilecik
TR42	Kocaeli	Kocaeli
		Sakarya
		Bolu
		Düzce
		Yalova
TR51	Ankara	Ankara
TR52	Konya	Konya
		Karaman
TR61	Antalya	Antalya
		Isparta
		Burdur
TR62	Adana	Adana
		Mersin
TR63	Hatay	Hatay
		Kahramanmaraş
		Osmaniye
TR71	Kırıkkale	Kırıkkale
		Aksaray
		Niğde
		Nevşehir
		Kırşehir

TR72	Kayseri	Kayseri
		Sivas
		Yozgat
TR81	Zonguldak	Zonguldak
		Bartın
		Karabük
TR82	Kastamonu	Kastamonu
		Çankırı
		Sinop
TR83	Samsun	Samsun
		Tokat
		Çorum
		Amasya
TR90	Trabzon	Trabzon
		Ordu
		Giresun
		Rize
		Artvin
		Gümüşhane
TRA1	Erzurum	Erzurum
		Erzincan
		Bayburt
TRA2	Ağrı	Ağrı
		Kars
		Iğdır
		Ardahan
TRB1	Malatya	Malatya
		Elazığ
		Bingöl
		Tunceli
TRB2	Van	Van
		Muş
		Bitlis
		Hakkari
TRC1	Gaziantep	Gaziantep
		Adıyaman
		Kilis
TRC2	Şanlıurfa	Şanlıurfa
		Diyarbakır
TRC3	Mardin	Mardin
		Batman
		Şırnak
		Siirt

EK-4



Şekil-4: İBBS Düzey-2 Bölgeleri

ÖZGEÇMİŞ



BANU HELVACI

Adres: 350 sok. No: 20/22

Daire: 19 Karataş - İzmir

Telefon: 0 232 2280088

Mobil : 0 537 5640982

E-mail : banu_helvaci@yahoo.com

KİŞİSEL BİLGİLER

Doğum Tarihi : 18.07.1983

Doğum Yeri : İzmir

Medeni Hali : Bekar

EĞİTİM

- **2006 - 2008** : Ege Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü
Bölgesel Kalkınma İktisadı Bölümü
Bornova, İzmir
- **2002 - 2006** :Ege Üniversitesi, İkt. İd. Bil. Fakültesi
İktisat Bölümü, Bornova, İzmir

- **2001 - 2002** : Ege Üniversitesi, hazırlık sınıfı
- **1997 - 2000** : Karataş Lisesi, Konak, İzmir

STAJ DENEYİMİ

- **07.2006 - 08. 2006** : Billurtuz Rafine Sanayi A. Ş.
pazarlama departmanı (1ay)
- **07.2005 - 09. 2005** : Hugo Boss Tekstil Sanayi Limited Şirketi
finans muhasebe departmanı (60 gün)

İŞ DENEYİMİ

- **09.2005 – 06. 2006** : Hugo Boss Tekstil Sanayi Limited Şirketi,
finans muhasebe departmanında sözleşmeli olarak çalıştım.
- **07.2003 – 07.2005** : Yeşil Köşk Ege Üniversitesi Sosyal Tesisi, Bornova Kampüs
part-time garson olarak çalıştım.

NİTELİKLER

İngilizce : İyi derecede

Bilgisayar : MS Office Uygulamaları, Internet, Eviews 5 (ekonometri paket programı), Matlab 7.4.0. (R2007a)

Kişisel İlgi Alanları : Tiyatroya gitmek, kitap okumak, Latin dansları, fotoğrafçılık

Kişisel Özellikler : Sorumluluk sahibi, disiplinli, takım çalışmasına, esnek çalışma saatlerine ve güçlü iletişime sahip.

EĞİTİM VE SEMİNER

- **Nisan- 2006** : “Mükemmeliyetçiliği Arayış Sempozyumu” (1 gün)-
Kalder
- **19- 20 Mart 2007:** “AB Hibelerine Yönelik Proje Hazırlama ve Etkin Proje
Yönetimi Eğitimi” – Egeus Danışmanlık

ÜYE OLUNAN DERNEK ve KURULUŞLAR

- Çağdaş Yaşamı Destekleme Derneği (ÇYDD)
- Türkiye Erozyonla Mücadele Ağaçlandırma ve Doğal Varlıkları Koruma Vakfı
(TEMA)

REFERANSLAR

- Prof. Dr. Neşe Kumral
Ege Üniversitesi iktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölüm Başkanı
Tel No: 05368411504
- Doç. Dr. A. Özlem Önder
Ege Üniversitesi iktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü Öğretim
Üyesi
Tel No: 05355274469

ÖZET

Neoklasik büyüme modeli ile literatüre kazandırılan yakınsama kavramı, fiyatların yakınsamasının araştırılmasında da kullanılmaktadır. Fiyat yakınsamasının olması, piyasalar arasında fiyat istikrarının sağlanmış olduğunu göstermektedir. Bu durum, küresel piyasalarda entegrasyon sağlanmış olmasını ve istikrarlı döviz kurlarının var olduğunu göstermektedir. Literatürde fiyat yakınsamasının varlığına ilişkin teoriler “Tek Fiyat Kanunu” ve “Satınalma Gücü Paritesi” teorileridir. Tek Fiyat Kanunu’na göre, ekonomik bir varlığın fiyatı aynı dönemde diğer ülke veya bölge piyasalarında aynı olmalıdır. Satınalma Gücü Paritesi’ne göre, iki ülkede aynı malların fiyatları para birimi cinsinden eşit olmalıdır. Ancak bu iki teorinin geçerliliği kolay değildir. Çünkü, ticaret engelleri, istikrarsız döviz kurları, kapalı ekonomi koşulları vd. nedenlerle fiyatlar piyasalar arasında farklılık göstermektedir. Bir ülkenin bölgeleri arasında aynı para birimi kullanıldığı ve ticaret engelleri olmadığı için fiyatların yakınsaması beklenmektedir. Bu amaçla, çalışmamızda Türkiye’de bölgeler arasında 2003(1):2008(12) döneminde fiyatların yakınsamasının varlığı zaman serisi analizi ile incelenmiştir. Çalışmada kullanılan tek değişkenli ve panel birim kök testlerin sonucunda bölgesel fiyat serileri arasında yakınsamanın olduğu bulunmuştur. Mesafenin fiyatları farklılaştırıcı etkisi olduğu görülmüştür.

Çalışmanın ilk bölümünde, fiyat yakınsamasına ilişkin TFK ve SAGP teorileri incelenmiştir. İkinci bölümde ise literatürde fiyat yakınsamasının varlığını inceleyen çalışmalar sınıflandırılarak incelenmiştir. Üçüncü bölümde, zaman serilerinde durağanlık kavramı incelenerek fiyat yakınsamasını açıklamaya yardımcı olan tek değişkenli ve panel birim kök ekonometrik test yöntemleri belirtilmiştir. Dördüncü bölümde, çalışmada kullanılan bölgesel TÜFE verileri ve mesafe etkisini açıklamak için kullanılan mesafe verileri açıklanmıştır. Son bölümde ise Türkiye’de bölgesel fiyat yakınsamasının varlığının açıklanabilmesi için birim kök test yöntemleri kullanılarak ekonometrik tahminlemesi ve mesafenin fiyat yakınsaması üzerindeki etkisi incelenmiştir. Ayrıca, çalışmanın genel bir değerlendirilmesinin yapılması hedeflenmiştir.

ABSTRACT

Convergence concept which has been brought in the literature with neoclassic growth is also used for the research of price convergence. The existence of the price convergence indicates that the stability of the price is provided between the markets. This situation shows the integration in the global markets has been provided and the existence of stable exchange rates. In the literature, the theories regarding the existence of the price convergence are “The Law of One Price (LOP)” and “Purchasing Power Parity (PPP)” theories. According to LOP, the price of an economic entity should be same in the other countries or in the region markets during the same period of time. According to PPP, the currency unit prices of the same products in two countries should be equal. However, the availabilites of these two theories are not easy. Because, due to the reasons of trade restraints, inconsistencies of the currency exchange rates, closed economy conditions etc., the prices show differences between the markets. The convergence of the price is expected as the same currecy unit is used between the regions of a country and as there is no restraint of the trade.

For this purpose, in this study, the existence of the prices convergence between the regions in Turkey has been examined in the period of time between 2003(1) to 2008(5) with time series analysis. In the result of the panel unit root tests having single variable, It has been found that there has been convergence between the regional price series. It is found that the distance has differentiating effect on the prices.

In the first section of the study, LOP and PPP have been examined. In the second section, the studies which examine the existence of the price convergence have been examined by classifying them. In the third section, the concept of stationarity and panel unit root econometric test methods have been explained. In the fourth section, Consumer Price Index (CPI) data and distance data have been explained. In the last section, econometric estimation are conducted and the influence of the distance on the price convergence have been examined. Besides, it is aimed to make general evaluation of the study.

