

# Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Uluslararası Satın Alma Gücü Paritesi: Panel Koentegrasyon Testlerinden Kanıtlar

Önder BÜBERKÖKÜ\*

## Özet

Bu çalışmada 21 tane yükselen piyasa ekonomisinde uluslararası satın alma gücü paritesinin (PPP) geçerliliği panel koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmiştir. Çalışmanın ilk aşamasında Pedroni (1999, 2004) , Kao (1999) ve Johansen Fisher (1999) panel koentegrasyon testlerinden yararlanılmıştır. Bu kapsamdaki bulgular yükselen piyasa ekonomilerinde PPP'nin zayıf formunun geçerli olduğuna işaret etmektedir. Bu da ilgili ekonomilerde denge döviz kurunun belirlenmesinde PPP'nin kullanılabilmesi anlamına gelmektedir. Fakat yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Westerlund (2007) testi kullanıldığında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı belirlenmiştir. Bu da panel veri analizlerinde varlığı durumunda yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmasının önemli olduğuna işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** *Satın alma gücü paritesi, Panel koentegrasyon, Yükselen piyasa ekonomileri*

**JEL Sınıflandırması:** *F31; C23*

## Abstract- Purchasing power parity for emerging markets: Evidence from panel cointegration tests

This study examines the purchasing power parity (PPP) of 21 emerging markets using different panel co-integration tests. First, Pedroni (1999, 2004), Kao (1999) and Johansen Fisher (1999) tests are applied and Pedroni (2000) panel FMOLS is used to estimate the long-run parameters. The results provide strong evidence for the weak version of PPP. Then, Westerlund (2007) panel co-integration test considering cross section dependency (CD) is employed. In contrast, at this time, results clearly indicate that PPP is not hold. Additionally, when 21 emerging markets are subdivided into emerging Asia, emerging Europe, emerging Latin America and Africa, similar results are found. Therefore, results point out the importance of considering the CD in panel co-integration tests. Based on this analysis, it is concluded that policymakers in these emerging markets should not use purchasing power parity to determine the equilibrium exchange rate.

**Key Words:** *Purchasing power parity, Panel cointegration, Emerging markets*

**JEL Classifications:** *F31; C23*

\* Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,

## 1.Giriş

Döviz kurlarındaki değişimler iktisadi ve finansal sistem üzerinde önemli etkilere yol açabilmektedir. Örneğin, kurlardaki hareketler bir yandan dış ticaret dengesi üzerinde etkili olabilirken diğer yandan enflasyonist eğilimleri tetikleyebilmektedir. Bu da finansal piyasalardaki fiyatlamaya davranışları üzerinde etkili olabilmektedir. Ayrıca, reel döviz kurlarındaki aşırı değerlenmeler özellikle yükselen piyasa ekonomilerinde makroekonomik istikrar açısından da önemli bir risk kaynağı olabilmektedir (Uslu, 2012). Dolayısıyla, döviz kurlarında değişime yol açan dinamiklerin anlaşılması önemli bir konu olmaktadır. Literatürde döviz kurlarındaki değişimi açıklamaya yönelik olarak üzerinde en çok durulan teorilerden birini Uluslararası satın alma gücü paritesi (PPP) oluşturmaktadır. PPP, döviz kurlarındaki değişimleri ülkeler arası enflasyon oranı farklılıklarını dikkate alarak açıklamaktadır. Bir diğer ifadeyle PPP'ye göre nominal döviz kurlarındaki değişim ülkeler arası enflasyon farkına eşit olmaktadır (Narayan, 2010). Bu teorinin temelinde ise tek fiyat kanunu yer almaktadır. Tek fiyat kanununa göre aynı para birimi ile ifade edildiğinde bir mal veya hizmetin dünyanın her yerindeki değeri aynı olmalıdır. Fiyat farklılıklarının oluşması durumunda ise devreye arbitraj mekanizması girerek sürecin yeniden dengeye gelmesini sağlayacaktır.

PPP'nin önemi çeşitli nedenlerden kaynaklanmaktadır. Öncelikle, PPP'nin geçerli olması ilgili ekonomilerde denge döviz kurunun belirlenmesinde bu teorinin kullanılabilirliği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla, bu durum aynı zamanda döviz kurunun çok veya az değerli olup olmadığının belirlenebilmesi açısından da önemli olmaktadır. Dahası, PPP döviz kurlarının belirlenmesine dönük birçok teorinin de altyapısını oluşturmaktadır (Su vd., 2012).

Literatürde PPP'nin sınanması ile ilgili farklı yaklaşımlar söz konusudur. Örneğin, PPP'nin güçlü formunu (strong PPP) sınanan çalışmalar olduğu gibi (Bahser ve Muhsin, 2004; Pedroni, 2001) zayıf formunu (weak PPP) sınanan çalışmalar da bulunmaktadır (Narayan, 2010; Jenkins ve Snaith, 2005)<sup>1</sup>. Ayrıca, metodolojik olarak da farklılıklar söz konusudur. Örneğin, birim kök testlerini kullanan çalışmalar olduğu gibi (Chang vd., 2010; Pan vd., 2012; Alba ve Park, 2003) koentegrasyon analizini kullanan çalışmalar da bulunmaktadır (Jenkins ve Snaith 2005; Pedroni, 2001; Cerrato ve Sarantis, 2008). Bu kapsamda literatürdeki çalışmalara bakıldığında Zhang ve Lowinger (2006) on geliştirmekte olan ülkeyi incelediği çalışmasında PPP'nin geçerli olduğuna dair zayıf kanıtlara ulaşıldığını ifade etmiştir. Narayan (2010) ise bazı

1 PPP'nin zayıf formu için nominal döviz kurları ile göreceli fiyat endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunması PPP'nin geçerli olması için yeterli kabul edilirken güçlü formunda koentegrasyon ilişkisine ilaveten uzun dönem parametresinin bire eşit olma koşulunu da sağlaması gerekmektedir. Bir diğer ifadeyle nominal kur ile enflasyon bire bir oranında hareket etmelidir.

yükselen Asya ekonomilerini incelediği çalışmasında PPP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bahser ve Muhsin (2004) ise geliştirmekte olan Asya ülkelerini inceledikleri çalışmalarında PPP'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Alba ve Papell (2007) ise inceledikleri Avrupa ve Latin Amerika ülkelerinde PPP'nin geçerli olduğu Asya ve Afrika ülkelerinde ise geçerli olmadığını ifade etmişlerdir. Ayrıca, PPP'nin geçerliliğinin enflasyon oranı, dışa açıklık, kurbelirsizliği gibi ülkelere özgü dinamiklerden etkilendiğini belirtmişlerdir. Su vd. (2012) ise 15 Afrika ülkesini inceledikleri çalışmalarında sadece 4 ülkede PPP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Telatar vd. (2012) ise bazı Afrika ülkeleri ile yükselen piyasa ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında ülkelerin çoğunda PPP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Zhang vd. (2013) da Uzak Doğu Asya ülkelerini inceledikleri çalışmalarında PPP'nin geçerli olduğunu ifade etmiştir. Pan vd. (2012) ise 18 Afrika ülkesini incelediği çalışmasında sadece 4 ülkede PPP'nin geçerli olduğunu ifade etmiştir. Alba ve Park (2003) gelişmiş ve geliştirmekte olan 80 ülkeyi incelediği çalışmasında PPP'nin geçerli olduğuna dair zayıf kanıtlara ulaşıldığını belirtmiştir. Pedroni (2001) de hem gelişmiş hem de geliştirmekte olan ülkeleri incelediği çalışmasında benzer bir sonuca ulaşmıştır. Chang vd. (2010) ise G-7 ülkelerini inceledikleri çalışmalarında PPP'nin sadece Fransa, İtalya ve Almanya için geçerli olduğunu ifade etmişlerdir. Jenkins ve Snaith (2005) de gelişmiş ülke ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında PPP'nin geçerli olduğuna dönük bulgulara ulaşmış fakat ticarete konu olmayan mal/hizmetlerin tüketici fiyat endeksi içerisinde yer almasının PPP'yi destekler bulgulara ulaşma olasılığını azalttığını belirtmiştir. Cerrato ve Sarantis (2008) ise 20 OECD ülkesini inceledikleri çalışmalarında PPP'nin geçerli olduğunu ifade etmişlerdir.

Bu çalışmada yükselen piyasa ekonomilerinde PPP'nin geçerliliği araştırılmıştır. Bu amaçla da panel koentegrasyon testleri kullanılmıştır. Nitekim panel verinin daha güncel ve zaman serisi analizine göre daha güçlü bir yöntem olması nedeniyle literatürde bu alana dönük bir ilginin olduğu görülmektedir (Bahser ve Muhsin, 2004; Al-mulali, 2011). Bu kapsamda, diğer teorilerin yanı sıra PPP'yi panel veri ekonometrisi kullanarak sınanan çalışma sayısı da giderek artmaktadır. Fakat bu çalışmaların çoğunun birim kök testlerine dayandığı görülmektedir. Cerrato ve Sarantis'in (2008) de ifade ettiği gibi PPP'yi panel koentegrasyon testleri kullanarak sınanan çalışma sayısı oldukça sınırlıdır.

Bu çalışmanın amacı 21 yükselen piyasa ekonomisinde uluslararası satın alma gücü paritesinin geçerliliğini panel koentegrasyon testleri ile sınamaktır. Çalışma, diğerlerinden şu yönlerden ayrılmaktadır. Öncelikle, yukarıda değinildiği gibi PPP'nin geçerliliğini panel koentegrasyon testleri ile sınanan çalışma sayısı oldukça sınırlıdır.

Ayrıca, bunlar arasında yatay kesit bağımlılığını (Cross section dependency, CD) dikkate alan çalışma sayısının çok daha sınırlı olduğunu söylemek mümkündür<sup>2</sup>. Bu nedenle bu çalışmada birinci nesil testlere ilaveten ikinci nesil panel testleri de kullanılmıştır. Böylece, her iki yaklaşımdan elde edilen sonuçların karşılaştırılabilirliği ve CD'nin dikkate alınmasının olası önemi daha net bir şekilde ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu konu özellikle önemlidir. Çünkü O'Connell'in (1998) ifade ettiği gibi CD'nin dikkate alınmaması test istatistiklerinin gücünü önemli oranda etkileyebilmektedir. İkinci olarak, bu çalışmada son dönemlerde giderek önem kazanan yükselen piyasa ekonomilerinin neredeyse tamamı birlikte incelenmektedir. Bu da sürece dönük olarak yükselen piyasa ekonomileri için daha bütüncül bir sonucun elde edilmesine olanak tanımaktadır. Son olarak da, çalışmada yükselen piyasa ekonomileri yükselen Avrupa, Asya, Latin Amerika ve Afrika gibi daha homojen alt kategoriler itibarıyla de analiz edilmektedir. Bunun nedeni, panel veri ekonometrisi açısından kullanılacak veri setinin homojenliğinin de önemli bir konu olmasıdır (Eggoh vd., 2011; Bildirici ve Kayıkçı 2012). Nitekim bu durum hem daha spesifik sonuçlar elde edilmesini hem de yükselen piyasa ekonomileri içerisinde seçilebilecek farklı örneklemelere (ülke gruplarına) karşı sonuçların dirençli (robust) olup olmadığının test edilebilmesi açısından da önemli olmaktadır (Herzer, 2011).

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta üçüncü bölümde bulgular değerlendirilmekte dördüncü bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

## 2. Veri ve Metodoloji

### 2.1 Veri

Çalışma Ocak 2003 ile Aralık 2012 dönemini kapsamakta olup aylık verilerden oluşmaktadır. Fiyat endeksi olarak 2000 = 100 olacak şekilde tüketici fiyat endeksleri (TÜFE) kullanılmıştır. TÜFE verileri Birleşmiş Milletler LABORSTA veri tabanından alınmıştır. Yabancı ülke fiyat endeksi olarak ABD tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır. Nominal kurlar 1 ABD dolarının yerel para birimi cinsinden karşılığını gösterecek şekilde ABD Merkez Bankası (FED) , İngiltere Merkez Bankası ve Econstats'tan temin edilmiştir<sup>3</sup>. Ekonomilerin yükselen piyasa ekonomileri olarak sınıflandırılmasında Morgan Stanley Capital International'ın (MSCI) sınıflandırması esas alınmıştır. Çalışma kapsamındaki ülkeler, bu ülkelerin bölgesel dağılımı ve incelenen dönem için temel istatistikler Tablo 1'de sunulmuştur<sup>4,5</sup>.

2 CD konusuna daha sonra tekrar değinilecektir.

3 Verilere ve ülke sınıflandırmalarına ilişkin ayrıntılı bilgiler için bakınız : <http://www.federalreserve.gov> /<http://laborsta.ilo.org> ;<http://www.bankofengland.co.uk> ;<http://www.econstats.com> /<http://www.msci.com>

4 Çalışma bir dengeli (balanced) panel çalışmasıdır.

5 Şili, Fas ve G.Kore için çalışmaya uygun veri setine ulaşılamadığından bu ülkeler analiz dışında tutulmuştur.

**Tablo 1:Yükselen Piyasa Ekonomileri, Bölgesel Dağılımı ve Temel İstatistikler**

Asya ülkeleri	Ortalama enflasyon (Aylık/yüzde)	Ortalama kur değişimi (Aylık/yüzde)	Ortalama enflasyon (ABD/aylık/yüzde)
Çin	0.244	-0.229	0.197
Hindistan	0.619	0.131	0.197
Malezya	0.196	-0.179	0.197
Endonezya	0.564	0.096	0.197
Tayland	0.254	-0.269	0.197
Tayvan	0.111	-0.142	0.197
Filipinler	0.409	0.235	0.197
G.Kore	na	na	-
Avrupa ülkeleri			
Rusya	0.776	8.3e-04	0.197
Polonya	0.247	-0.097	0.197
Macaristan	0.412	0.044	0.197
Çek Cumhuriyeti	0.204	-0.311	0.197
Türkiye	0.841	0.137	0.197
Fas	na	na	-
L. Amerika ülkeleri			
Brezilya	0.467	-0.348	0.197
Meksika	0.345	0.201	0.197
Peru	0.236	-0.234	0.197
Kolombiya	0.386	-0.342	0.197
Şili	na	na	-
Afrika ülkeleri			
Mısır	0.808	0.2516	0.197
G.Afrika	0.432	0.0076	0.197

Ortalama enflasyon rakamlarına bakıldığında, beklendiği gibi, yükselen piyasa ekonomilerindeki enflasyonun (Malezya ve Tayvan hariç) ABD ekonomisindekinden daha yüksek olduğu görülmektedir. Döviz kurlarındaki ortalama değişime bakıldığında ise bazı ülkelerin para birimlerinin dolara karşı değer kazanırken bazı ülkelerin ise değer kaybettiği anlaşılmaktadır.

## 2.2 Metodoloji

PPP ekonometrik olarak Denklem (1)'de gösterildiği gibi ifade edilebilir:

$$ls_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} lp_{it} + \beta_{2it} lp_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada,  $ls_{it}$  ; nominal döviz kurunun,  $lp_{it}$  ; yurt içi fiyat düzeyinin,  $lp_{it}^*$  ise yurt dışı fiyat düzeyinin logaritmik değerini göstermektedir.  $\alpha_{it}$  ülkelere özgü sabit

etkileri;  $\varepsilon_{it}$  ise panel regresyonundan elde edilen hata terimini ifade etmektedir.  $\beta_1$  ve  $\beta_2$  ise model parametreleridir. Denklem(1)'deki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunması PPP'nin zayıf formunun geçerliliği için yeterli olmaktadır. Güçlü formunun geçerli olabilmesi içinse koentegre ilişkiye ilaveten  $\beta_1=1, \beta_2=-1$  kısıtının da sağlanması gerekmektedir.

Yurt içi fiyatlarla yurt dışı fiyatların etkisinin simetrik olduğu varsayıldığında ise Denklem (1)'de  $\beta_1 = -\beta_2$  olmakta ve Denklem (2)'de gösterilen forma ulaşılmaktadır:

$$ls_{it} = \alpha_{it} + \beta_{3it} rp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Burada  $rp$ ;  $lp_{it} - lp_{it}^*$  şeklinde hesaplanan göreceli fiyatları ifade etmektedir.

Bu çalışmada, PPP'nin sınanmasında panel koentegrasyon testini kullanan diğer çalışmaların geneli ile uyumlu olacak şekilde Denklem (2)'de gösterilen model kullanılmıştır. Bu kapsamda, PPP'nin zayıf formunun geçerliliği için  $ls$  ile  $rp$ 'nin uzun dönemde birlikte hareket etmesi yeterli olmaktadır. Güçlü formunun geçerliliği içinse  $\beta_3 = 1$  koşulunun da sağlanması gerekmektedir.

Çalışmada ilk aşamada PPP'nin geçerliliği birinci nesil panel birim kök ve koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmiştir. Bu kapsamda logaritmik döviz kurlarının ve göreceli fiyatın durağanlıklarının incelenmesinde Levin, Lin ve Chu (LLC) , (2002); Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) ; Maddala ve Wu (1999) Fisher-ADF ve Fisher-PP; Handri (2000) ve Breitung (2000) panel birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Ketenci'nin (2013) belirttiği gibi bu birim kök testlerinden LLC sadece sabit terimin heterojen olmasına izin vermektedir. IPS ise hem sabit hem de eğim parametresinin heterojen olmasına izin vermektedir. Maddala ve Wu (1999) testleri ise klasik birim kök testlerinin olasılık değerlerinin (p-values) bir araya getirilmesi esasına dayanmaktadır. Handri(2000) ise bir heterojen birim kök testi olup klasik KPSS birim kök testine dayanmaktadır. Diğerlerinden farklı olarak bu testin Ho hipotezi 'seriler durağandır' şeklindedir.

Koentegrasyon analizi içinse Pedroni (1999,2004), Kao (1999) ve Johansen-Fisher (1999) panel koentegrasyon testleri kullanılmıştır. Pedroni (1999,2004) literatürde oldukça yaygın kullanılan ve heterojenliğe izin veren bir testtir. Bu test Engle-Granger (1987) koentegrasyon testine dayanmaktadır. Bu kapsamda değişkenlerin birinci dereceden bütünleşik yani I(1) oldukları belirlendikten sonra Denklem (2) tahmin edilmekte ve ardından bu denklemden elde edilen hata teriminin durağanlığı Denklem (3)'te gösterilen form kullanılarak incelenmektedir:

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + \sum_{j=1}^k \varphi_{ij} \Delta e_{it-j} + \mu_{it} \quad (3)$$

Bu yapılırken de Pedroni (1999,2004) tarafından geliştirilen yedi adet test istatistiği kullanılmaktadır. Bu test istatistiklerinin dört tanesi panel üç tanesi ise grup istatistikleri olarak tanımlanmaktadır. Panel istatistikleri Panel  $\nu$ , Panel Philips-Perron tipi rho, Panel Philips-Perron tipi t ve Panel ADF tipi t istatistiklerinden oluşmaktadır. Grup istatistikleri ise Grup Philips-Perron tipi rho, Group Philips Perron tipi t ve Grup ADF tipi t istatistiklerini kapsamaktadır. Testlerin Ho hipotezi ise 'koentegrasyon yoktur' şeklindedir. Kao (1999) panel koentegrasyon testi de Pedroni (1999,2004) gibi Engle-Granger (1987) koentegrasyon testine dayanmaktadır. Bu test için de önce Denklem (2) tahmin edilmekte ardından elde edilen hata terimlerine Kao (1999)'un geliştirdiği şekliyle DF ve/veya ADF tipi birim kök testleri uygulanmaktadır.

Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen Johansen-Fisher panel koentegrasyon testi ise diğer iki yöntemden farklı olarak klasik Johansen (1988) koentegrasyon testine dayanmaktadır. Dolayısıyla, bu testin istatistikleri her bir ülkeye teker teker uygulanan klasik Johansen (1998) koentegrasyon testinin trace ve/veya maksimum istatistiklerinin olasılık değerlerinin toplulaştırılması (aggregated) ile elde edilmektedir. Bu kapsamda  $\pi_i$  Johansen (1988) koentegrasyon testinin olasılık değeri olmak üzere Johansen-Fisher için panel koentegrasyon test istatistiği Denklem (4)'te gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (4)$$

Burada,  $\chi^2$  değeri, Johansen(1988) koentegrasyon testindeki MacKinnon-Haug-Micheils (1999) olasılık değerlerine bağlı olarak hesaplanan  $\chi^2$  değerini göstermektedir.

### 3. Bulgular

Trendli ve trendsiz modeller kullanılarak uygulanan panel birim kök testi sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir. Nominal kur serisine bakıldığında hem tüm yükselen piyasa ekonomileri için hem de çeşitli alt kategoriler itibariyle kur serisinin birinci dereceden bütünlük yani I(1) olduğu görülmektedir. Görelî fiyat serisine bakıldığında ise yükselen Avrupa, Latin Amerika ve Afrika için serinin I(1) olduğu açıkça görülürken tüm ülkeler ve bir alt kategori olarak yükselen Asya ekonomileri için trend içeren

birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği görülmektedir. Örneğin, tüm ülkeler için trend değişkeni içeren LLC, IPS ve Fisher-ADF panel birim kök testleri, serinin sıfırıncı dereceden bütünlük yani I(0) olduğunu gösterirken Breitung (2000), Handri (2000) ve Fisher PP testleri serinin I(1) olduğunu göstermektedir. Benzer durum Asya ülkeleri için de geçerlidir.

**Tablo 2: Birinci Nesil Panel Birim Kök Testi Sonuçları**

	Tüm ülkeler		Avrupa		Asya		L. Amerika		Afrika	
	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C
Panel A: Nominal kur (düzey)										
LLC	-0.71	0.24	-1.61	-1.43	-1.06	-0.29	-1.61	-1.12	3.17	2.79
IPS	-3.72*	-1.29	-2.11	-2.40*	-1.63	0.23	-3.8*	-0.63	0.60	0.40
Fisher-ADF	75.5*	46.9	18.53	21.93	20.4	11.9	31.9*	10.7	4.59	2.33
Fisher-PP	50.4	52.8	10.55	15.81	11.2	8.24	9.72	7.38	18.9*	21.4*
Handri	12.7	20.3	8.73	7.56	4.03	14.9	6.10	11.9	2.04*	2.42
Breitung	-1.44	0.75	-1.23	-1.48	-0.30	1.50	-1.28	0.38	-0.60	-1.70
Panel B: Göreli Fiyat (düzey)										
LLC	-3.32*	-0.39	-1.67	-1.47	-2.42*	-0.09	-0.71	0.56	-1.92	0.75
IPS	-2.95*	2.91	-1.24	0.55	-2.51*	1.25	-1.26	2.13	-0.43	2.49
Fisher-ADF	62.7*	23.1	14.3	8.79	32.47*	12.1	11.6	1.99	4.29	0.26
Fisher-PP	46.1	17.5	8.02	6.34	31.5*	0.77	3.48	1.28	3.15	0.16
Handri	17.6*	31.4*	9.29*	16.7*	13.49*	19.1*	6.54*	14.5*	4.21*	10.5*
Breitung	-1.57	7.4	-0.23	3.72	-1.08	4.22	-2.16	3.33	-0.40	3.88
Panel C : Nominal kur (birinci fark)										
LLC	-38.1*	-34.6*	-18.5*	-16.7*	-18.9*	-17.3*	-17.4*	-15.5*	-21.5*	-19.8*
IPS	-32.6*	-32.5*	-16.1*	-16.0*	-16.8*	-17.2*	-14.1*	-14.1*	-20.9*	-20.1*
Fisher-ADF	696.8*	779.6*	194.8*	217.7*	238.9*	271.2*	151.2*	169.1*	111.7*	121.5*
Fisher-PP	701.0*	791.5*	178.0*	202.8*	262.7*	297.8*	145.7*	164.1*	114.5*	126.7*
Handri	-1.95	-0.97	-1.74	-0.74	-0.96	-1.13	-1.49	-0.26	1.41*	0.22*
Breitung	-10.86*	-9.56*	-13.6*	-11.5*	-15.7*	-13.8*	-11.4*	-9.94*	-0.50*	-0.54*
Panel D : Göreli Fiyat ( birinci fark)										
LLC	-36.6*	-32.6*	-18.2*	-16.4*	-28.4*	-25.5*	-15.1*	-13.3*	-7.52*	-6.60*
IPS	-31.6*	-31.4*	-15.4*	-15.5*	-25.6*	-24.8*	-11.8*	-12.1*	-5.89*	-6.12*
Fisher-ADF	731.3*	810.5*	186.1*	208.5*	380.2*	412.2*	121.1*	139.8*	43.8*	49.9*
Fisher-PP	802.0*	878.2*	192.8*	209.5*	437.5*	470.9*	78.8*	96.9*	92.9*	100.8*
Handri	0.45	1.85	-0.42	0.94	-0.39	2.67*	-0.67	-0.70*	1.77	0.32
Breitung	-20.3*	-16.9*	-12.4*	-9.18*	-15.7*	-9.12*	-8.54*	-8.98*	-3.21*	-4.32*

Verilen değerler test istatistiği değerleridir. C+T sabit ve trend içeren modeli;C ise sadece sabit terim içeren modeli göstermektedir. \*,%1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Gecikme uzunluğu SIC ile belirlenmiştir. Handri(2000) birim kök testi için  $H_0$  : 'seriler durağandır' şeklindedir.Diğer birim kök testleri içinse  $H_0$  : 'seriler birim kök içermektedir' şeklindedir.



Fakat Hlouskova ve Wegner (2006) Monte Carlo simülasyonuna dayalı güncel çalışmalarında diğer birinci nesil panel birim kök testlerine göre Breitung (2000) testinin daha güçlü bir test olduğu ifade etmişlerdir. Buradan hareketle Mishra vd. (2009) da birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği durumda Breitung (2000) birim kök testinin sonuçlarını esas almıştır. Ayrıca, Rao ve Kumar (2009) ile Singh (2013) serilerin düzey değerlerine uygulanan panel birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği durumda birinci farkı alınmış serilerin durağan çıkmasının serilerin I(1) olduğunun kabul edilmesi için yeterli olduğunu belirtmiştir. Bu tartışmalar ışığında görelî fiyat serisinin de hem tüm ülkeler hem de yükselen Asya ülkeleri için I(1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Pedroni (1999,2004) , Kao (1999) ve Johansen-Fisher (1999) panel koentegrasyon testi sonuçları Tablo 3 ve 4'te gösterilmiştir<sup>6</sup>. Tüm ülkeler için Pedroni (1999,2004) test sonuçlarına bakıldığında yedi test istatistiğinin tamamının %1 anlamlılık düzeyinde nominal kur ile görelî fiyatlar arasında uzun dönemli ilişkinin geçerli olduğuna işaret ettiği görülmektedir. Ayrıca, Kao (1999) ve Johansen-Fisher (1999) testleri de %1 anlamlılık düzeyinde benzer bir bulguya işaret etmektedir. Buradan hareketle yükselen piyasa ekonomilerinde zayıf PPP'nin geçerli olduğu anlaşılmaktadır.

Daha spesifik bulgular elde etmek içinse sonuçlar alt kategoriler itibariyle de incelenmiştir. Öncelikle, yükselen Avrupa ülkelerine bakıldığında Pedroni (1999,2004) test istatistiklerinin genelinin nominal kurlarla görelî fiyatlar arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu bulgusunu desteklediği görülmektedir. Ayrıca, Kao (1999) ve Johansen-Fisher (1999) testleri de %1 anlamlılık düzeyinde benzer bir bulguya işaret etmektedir. Bu durum genel olarak yükselen Asya ve Afrika ülkeleri için de geçerlidir. Fakat yükselen Latin Amerika ülkelerine bakıldığında Pedroni (1999,2004) test istatistiklerinden dört tanesinin koentegre ilişkiyi reddettiği diğer üç tanesinin ise kabul ettiği görülmektedir. Bu kapsamda, diğer panel koentegrasyon testi sonuçlarına bakıldığında hem Kao (1999) hem de Johansen Fisher (1999) testlerinin %1 anlamlılık düzeyinde seriler arasında koentegre ilişki olduğuna işaret ettiği görülmektedir. Dolayısıyla, bulguların Yükselen Latin Amerika ülkeleri için de zayıf PPP'nin geçerli olabileceğine işaret ettiği söylenebilir.

Bu kapsamda, yükselen piyasa ekonomileri için elde edilen bu sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde zayıf PPP'nin geçerliliğinin sadece birkaç ülke veya ülke grubundan kaynaklanmadığı aksine yükselen piyasa ekonomilerinin geneli için geçerli olduğu ifade edilebilir.

6 Johansen Fisher (1999) testi gecikme uzunluğuna duyarlı bir testtir (Lean ve Smyth, 2010). Bu nedenle Singh (2013) ve Al-mulali (2011)'nin çalışmalarında da olduğu gibi SIC'in sunduğu gecikme uzunlukları dışında farklı gecikme uzunlukları da denenmiştir. Bu durumda da benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Örnek teşkil etmesi amacıyla üç gecikme kullanılması durumunda elde edilen sonuçlara da Tablo 3'te yer verilmiştir.

**Tablo 3: Pedroni (2004) ve Kao(1999) Panel Koentegrasyon Testi Sonuçları**

	Tüm ülkeler	Avrupa	Asya	L. Amerika	Afrika
Pedroni					
Panel-v	3.08*(0.001)	1.42***(0.07)	1.09(0.13)	1.50***(0.07)	2.66*(0.00)
Panel rho	-3.16*(0.00)	1.31***(0.09)	-1.83***(0.03)	-1.24(0.11)	-3.11*(0.00)
Panel PP	-2.98*(0.001)	-1.57***(0.06)	-1.54***(0.06)	-0.77(0.22)	-2.577*(0.00)
Panel ADF	-4.16* (0.00)	-2.31***(0.01)	-1.99** (0.02)	-2.03***(0.021)	-1.84***(0.033)
Group rho	-2.09*(0.018)	-0.33(0.37)	-0.54 (0.29)	-0.96(0.17)	-3.39***(0.00)
Group PP	-2.67*(0.004)	-1.17(0.12)	-0.86 (0.19)	-0.81(0.21)	-3.39***(0.00)
Group ADF	-3.05*(0.001)	-2.16***(0.015)	-1.46*** (0.07)	-2.16***(0.015)	0.059(0.52)
Kao					
ADF	-4.276* (0.00)	-3.56*(0.00)	-1.30***(0.096)	-2.65*(0.00)	-1.41****(0.078)

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*,\*\*,\*\*\* sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Gecikme uzunluğu SIC'e göre belirlenmiştir.

**Tablo 4: Johansen Fisher (1999) Panel Koentegrasyon Testi Sonuçları**

Ülkeler	Gecikme (lag)	Fisher istatistiği (Trace)		Fisher istatistiği (Maksimum)	
		Ho $r = 0$	$r \leq 1$	Ho $r = 0$	$r \leq 1$
Panel A:SIC'e göre bulunan gecikme uzunlukları					
Tüm ülkeler	2	113.2*(0.00)	48.47(0.080)	102.4*(0.00)	48.47(0.080)
Avrupa	1	33.04*(0.00)	18.12(0.053)	25.31*(0.00)	18.12(0.053)
Asya	1	35.01*(0.00)	19.62(0.14)	29.67*(0.00)	19.62(0.14)
L.Amerika	2	28.52*(0.00)	12.64(0.12)	25.03*(0.00)	12.64(0.12)
Afrika	1	24.66*(0.00)	5.13(0.27)	24.87*(0.00)	5.13(0.27)
Panel B:Farklı gecikme uzunlukları					
Tüm ülkeler	3	104.4*(0.00)	54.68***(0.024)	87.8*(0.00)	54.68***(0.024)
Avrupa	3	31.42*(0.00)	18.48***(0.047)	29.69*(0.00)	18.48***(0.047)
Asya	3	30.21*(0.00)	19.18(0.158)	24.9***(0.035)	19.18(0.158)
L.Amerika	3	29.19*(0.00)	12.95(0.114)	25.6*(0.00)	12.95(0.114)
Afrika	3	13.55*(0.00)	4.07(0.396)	13.65*(0.008)	4.07(0.396)

Parantez içindeki değerler MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerleridir. Johansen-Fisher (1999) testi için gecikme uzunluğu SIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. r, koentegre vektör sayısını göstermektedir. \*,\*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Ho : 'koentegrasyon yoktur' şeklindedir.

### 3.1. PPP'nin Güçlü Formunun Sınanması

Daha önce belirtildiği gibi, PPP'nin güçlü formunun geçerli olabilmesi için koentegre ilişkiye ilaveten Ho:  $\beta_3 = 1$  kısıtının da sağlanması gerekmektedir. Fakat, bu aşamaya kadar belirtilen panel koentegrasyon testleri seriler arasındaki koentegre ilişkiyi araştırabilmekle birlikte uzun dönem parametrelerini verememektedir. Literatürde birinci nesil testler için uzun dönem parametre tahmininde genel olarak üç farklı yöntem kullanılmaktadır. Bunlar, Panel EKK (Panel OLS), Dinamik Panel EKK (Panel DOLS) ve Tam uyarlanmış Panel EKK (Panel FMOLS) yöntemleridir. Stock (1987) ile

Alves ve Bueno (2003) deęişkenler arasında koentegre ilişkinin varlığı durumunda OLS yönteminin süper-tutarlı (super-consistent) parametre tahmini sunduğunu ifade etmişlerdir. Fakat, diğerlerinin yanı sıra, Pedroni (2000,2001) panel OLS yönteminin yanlı sonuçlar üretebileceğini ifade etmiştir. Bunu nedeni olarak ise otokorelasyon ve içsellik (endogeneity) sorunlarını göstermiştir. Nitekim literatürde bu sorunlara karşı FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılmaktadır. FMOLS bu sorunları parametrik olmayan (non-parametric) bir yöntem kullanarak çözerken DOLS parametrik bir yöntem kullanıp denkleme farkı alınmış deęişkenlerin öncül (lead) ve ardıl (lag) deęerlerini eklemektedir (Sadorsky, 2012). Pedroni(2000) FMOLS'nin DOLS'tan daha güvenilir bir tahminci olduğunu belirtmiştir. Bu nedenle bu çalışmada uzun dönem parametre tahmininde Pedroni (2000) Panel FMOLS yöntemi kullanılmıştır. Bu kapsamda Denklem (2)'ye baęlı olarak elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5 : Pedroni (2000) Panel FMOLS Sonuçları**

Asya ülkeleri	$\beta_3$ Katsayısı	Ho: $\beta_3 = 1$ hipotezi
Çin	-3.4735	-9.1977*
Hindistan	0.2798	-9.7676*
Malezya	-2.9447	-3.0737*
Endonezya	0.1286	-9.9315*
Tayland	-4.9737	-9.6883*
Tayvan	1.3407	1.5966
Filipinler	1.161	1.5706
Panel (Asya)	-1.2116	-10.8866*
Avrupa ülkeleri		
Rusya	0.0941	-11.7663*
Polonya	1.5509	0.5727
Macaristan	0.0351	-4.0751*
Çek Cumhuriyeti	-3.683	-2.3587*
Türkiye	0.2997	-7.4326*
Panel (Avrupa)	-0.3406	-11.2072*
L. Amerika ülkeleri		
Brezilya	-1.9816	-8.755*
Meksika	1.3944	2.4410**
Peru	-2.0843	-4.5637*
Kolombiya	-1.844	-12.560*
Panel (L.Amerika)	-1.1288	-11.7189*
Afrika ülkeleri		
Mısır	-0.0163	-26.764*
G.Afrika	0.5677	-2.6834*
Panel (Afrika)	0.2757	-20.822*
Panel (Tüm ülkeler)	-0.786	-27.44*

Ho hipotezi için verilen deęerler t istatistikleridir.\*,\*\*,\*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Panel sonuçları incelendiğinde gerek tüm ülkeler gerekse ilgili tüm alt kategoriler itibarıyla Ho:  $\beta_3 = 1$  hipotezinin güçlü bir şekilde reddediđi görölmektedir. Panel

sonuçlarına ilaveten bulgular her bir ülke için tek tek de değerlendirilebilir. Sonuçlar bu kapsamda değerlendirildiğinde inceleme kapsamındaki 18 ülkeden 15 tanesinde  $H_0: \beta_3 = 1$  hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Hipotezin reddedilemediği üç ülke ise Tayvan, Filipinler ve Polonya olmaktadır. Bu kapsamda gerek panel gerekse her bir ülke için tek tek ulaşılan bulgular birlikte dikkate alındığında yükselen piyasa ekonomilerinde genel olarak PPP'nin güçlü formunun geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

### 3.2.Yatay Kesit Bağımlılığının Dikkate Alınması

Panel veri ekonometrisi açısından önemli kavramlardan birini de yatay kesit bağımlılığı oluşturmaktadır. Yatay kesit bağımlılığı özellikle giderek birbirine daha çok entegre olmaya başlayan günümüz piyasaları açısından önemli bir konudur (Herzer, 2012). Çünkü böyle bir ortamda ilgili ülkeler küresel finansal krizler, artan petrol fiyatları gibi çeşitli ortak faktörlerden birlikte etkilenebilmektedir (Cavalcanti vd., 2011). Nitekim, bu durum da yatay kesit bağımlılığına yol açan dinamiklerin temelini oluşturmaktadır.

Panel veri analizlerinde CD'nin dikkate alınmaması yanlı (biased) sonuçlar elde edilmesine yol açabilmektedir (Herzer, 2012). Literatürde CD tespit edilmesinde genelde iki test kullanılmaktadır. Bunlar, Breush ve Pagan (1980) LM testi ve Pesaran (2004) CD testidir. Bu testler arasındaki temel fark ise veri setinin zaman boyutu (T) ile kesit boyutu (N) arasındaki ilişkiye dayanmakta ve ilgili testlerin istatistiksel özelliklerine bağlı olarak  $T > N$  durumunda LM testi,  $T < N$  durumunda ise Pesaran (2004) CD testi kullanılmaktadır. Bu çalışmada da  $T > N$  olduğu için LM testinden yararlanılmış ve bulgular Tablo 6'da gösterilmiştir.

**Tablo 6 :Breush ve Pagan LM Testi Sonuçları**

	Tüm ülkeler	Avrupa	Asya	L. Amerika	Afrika
LM test istatistiği	972.44*(0.000)	601.71*(0.000)	907.45*(0.000)	251.96*(0.000)	25.09*(0.000)

Verilen değerler test istatistikleridir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Testin  $H_0$  hipotezi 'kesit veri bağımlılığı yoktur' şeklindedir.

Sonuçlar hem ilgili alt kategoriler hem de tüm veri seti için yatay kesit bağımlılığının varlığına işaret etmektedir. Bu nedenle serilerin entegre derecelerinin tespitinde CD'yi dikkate alan Pesaran (2007) CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey Fuller, CADF) testi kullanılmıştır. Bu test klasik ADF testinin kesit veri ortalamaları ile genişletilmiş hali olup yatay kesit bağımlılığı altında serilerin birim kök içerip içermediğini incelemektedir. Pesaran (2007) CADF test sonuçları Tablo 7'de gösterilmiştir.

**Tablo 7 : Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Tüm ülkeler		Avrupa		Asya		L.Amerika		Afrika	
	t-bar	z[t-bar]	t-bar	z[t-bar]	t-bar	z[t-bar]	t-bar	z[t-bar]	t-bar	z[t-bar]
Panel A: Trendli model (C+T)										
Nominal kur										
Düzye	-2.462	-0.220	-3.665*	-3.516*	-2.189	0.544	-2.619	-0.625	-0.835	2.598
Birinci fark	-6.300*	-20.14*	-6.42*	-10.94*	-6.058*	-11.77*	-6.420*	-9.783*	-6.42*	-6.92*
Görelî fiyat										
Düzye	-2.554	-0.994	-2.078	0.760	-2.587	-0.724	-2.277	0.200	-0.775	2.700
Birinci fark	-6.420*	-20.75*	-6.420*	-10.94*	-6.420*	-12.94*	-6.167*	-9.17*	-6.420*	-6.92*
Panel B: Trendsiz model (C)										
Nominal kur										
Düzye	-1.414	1.774	-2.059	-0.668	-1.311	1.408	-1.416	0.832	-0.684	1.74
Birinci fark	-6.082*	-20.23*	-6.190*	-10.93*	-6.178*	-12.90*	-6.190*	-9.778*	-6.19*	-6.92*
Görelî fiyat										
Düzye	-2.006	-1018	-2.197	-1.012	-2.056	-0.782	-2.799*	-2.24**	-2.512	-1.134
Birinci fark	-6.190*	-20.74*	-6.190*	-10.93*	-6.190*	-12.94*	-6.009*	-9.377*	-6.190*	-6.91*

Kritik değerler Pesaran'dan (2007) alınmıştır. Gecikme uzunluğu SIC kriterine göre belirlenmiştir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Testin  $H_0$  hipotezi 'birim kök vardır' şeklindedir.

Sonuçlar incelendiğinde, nominal kur ve görelî fiyat serilerinin hem tüm ülkeler hem de yükselen Asya ve Afrika için  $I(1)$  olduğu görülmektedir. Fakat, yükselen Avrupa ülkeleri için görelî fiyat serisi  $I(1)$  iken nominal kur serisi trendli modelde  $I(0)$  trendsiz modelde ise  $I(1)$  olmaktadır. Benzer şekilde görelî fiyat serisi, Latin Amerika ülkelerinde trendli modelde  $I(1)$  iken trendsiz modelde  $I(0)$  çıkmaktadır. Daha önce de belirtildiği gibi serilerin düzey değerlerine uygulanan birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği durumda birinci farkı alınmış serilerin durağan çıkmasının serilerin  $I(1)$  olduğunun kabul edilmesi için yeterli olmaktadır. Bu nedenle CD'nin dikkate alınması durumunda da serilerin  $I(1)$  olduğuna karar verilmiştir.

Serilerin entegre derecelerini  $I(1)$  olduğu belirlendikten sonra koentegrasyon analizine geçilmiştir. Bu amaçla CD'yi dikkate alan ve heterojenliğe izin veren Westerlund (2007) panel koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Bu test hata düzeltme terimine (Error Correction Term, ECT) dayalı bir testtir. Daha açık bir ifadeyle bu testte Denklem (2)'de gösterilen model hata düzeltme modeli olarak genişletilmekte ardından hata düzeltme teriminin negatif ve istatistikî olarak anlamlı olup olmadığı incelenmektedir. ECT, negatif ve istatistikî olarak anlamlı ise koentegrasyon ilişkisinin olduğu aksi durumda olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ayrıca, bu test CD'yi dikkate alırken bootstrap yöntemini kullanmakta ve CD'ye karşı dirençli olasılık değerlerini (robust p-values) rapor etmektedir.

Westerlund (2007) testi dört adet test istatistiğinden oluşmaktadır. Bunlardan ikisi panel (Pa ve Pt) diğer ikisi (Ga ve Gt) ise grup ortalamalarına (group mean) dayalı test istatistikleridir. Testlerin Ho hipotezi koentegre ilişki yoktur şeklindedir. Westerlund (2007) testinde önemli noktalardan birini de hata düzeltme modelindeki öncül (lead) ve ardıl (lag) değerlerinin belirlenmesi oluşturmaktadır. Westerlund (2007) orijinal makalesinde öncül (lead) ve ardıl (lag) değerlerinin belirlenmesinde Newey-West (1994) (NW) yönteminden yararlanmışır<sup>7</sup>. Westerlund ve Persyn (2008) ise bu değerleri AIC kriterine göre belirlemiştir. Jaunky (2011) ise bu değerlerin yüksek belirlenmesinin testin gücünü azaltabileceğini ifade edip öncül ve ardıl değerler için bir gecikme kullanmıştır. Bu çalışmada ise literatürdeki bu gelişmeler dikkate alınarak daha dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek amacıyla her üç yöntem de kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 8’de sunulmuştur.

**Tablo 8:Westerlund (2007) Panel Koentegrasyon Testi Sonuçları**

	Tüm ülkeler	Avrupa	Asya	L. Amerika	Afrika
Panel A: Ardıl ve öncül değerler 1 alındığında					
$G_t$	-1.149 (0.180)	-1.522 (0.100)	-0.778 (0.620)	-1.446 (0.180)	-0.922 (0.560)
$G_a$	-1.079 (0.860)	-2.825 (0.580)	-0.061 (0.980)	-1.028 (0.800)	-0.381 (0.900)
$P_t$	-3.309 (0.260)	-1.838 (0.420)	-2.373 (0.300)	-1.853 (0.300)	-1.256 (0.520)
$P_a$	-0.156 (0.760)	-0.215 (0.780)	-0.095 (0.800)	-0.268 (0.640)	-0.367 (0.840)
Panel B: Ardıl ve öncül değerler NW ile belirlendiğinde					
$G_t$	-1.130 (0.120)	-1.635 (0.120)	-0.503 (0.660)	-1.384 (0.140)	-1.558 (0.200)
$G_a$	-0.784 (0.940)	-2.113 (0.640)	-0.068 (0.960)	-0.535 (0.980)	-0.472 (0.820)
$P_t$	-3.493 (0.140)	-2.016 (0.300)	-1.450 (0.360)	-2.767 (0.140)	-1.990 (0.320)
$P_a$	-0.138 (0.780)	-0.191 (0.660)	-0.055 (0.700)	-0.268 (0.800)	-0.459 (0.820)
Panel C: Ardıl ve öncül değerler AIC ile belirlendiğinde					
$G_t$	-1.156 (0.260)	-1.522 (0.140)	-0.778 (0.500)	-1.460 (0.260)	-0.961 (0.480)
$G_a$	-1.064 (0.900)	-2.825 (0.440)	-0.061 (1.000)	-0.933 (0.800)	-0.438 (0.860)
$P_t$	-3.309 (0.200)	-1.838 (0.400)	-2.373 (0.220)	-1.853 (0.360)	-1.256 (0.580)
$P_a$	-0.156 (0.700)	-0.215 (0.760)	-0.095 (0.640)	-0.268 (0.620)	-0.367 (0.800)

Verilen değerler test istatistikleridir.Parantez içindeki değerler kesit veri bağımlılığına karşı dirençli olasılık değerleridir (robust p-values).

Sonuçlar incelendiğinde hem tüm ülkeler hem de ilgili alt kategoriler itibariyle her dört test istatistiği tarafından da koentegre ilişki yoktur Ho hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Ayrıca, öncül ve ardıl değerlerin belirlenmesinde kullanılan yöntemin değiştirilmesi durumunda da sonuçların değişmediği anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, Westerlund (2007) testi sonuçları güçlü bir şekilde nominal kurlar ile görelî fiyat serileri arasında koentegre bir ilişki olmadığına işaret etmektedir. Bu nedenle iki

<sup>7</sup> Daha açık bir ifadeyle ardıl ve öncül değerler  $4*(T/100)^{2/9}$  ile hesaplanmıştır.

değişkenin uzun dönem birlikte hareket etmediği söylenebilir. Bu da döviz kuru hareketlerinin enflasyon dinamiklerini yansıtmadığı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla CD'nin dikkate alınması durumunda PPP'nin zayıf formunun bile geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

### 3.3.Çalışma Bulgularının Değerlendirilmesi

Çalışmanın bu kısmında, bu aşamaya kadar elde edilen bulgular çeşitli yönleriyle tartışılacaktır. İlk olarak çalışmada kullanılan yöntemler açısından elde edilen bulgulara bakıldığında dikkat çeken ilk nokta, birinci nesil panel koentegrasyon testlerinin tamamının döviz kurları ile görelî fiyatlar arasında güçlü uzun dönemli bir ilişki olduğunu ifade etmesine rağmen CD'yi dikkate alan Westerlund (2007) testinin tam tersine güçlü bir şekilde ilgili değişkenler arasında koentegre ilişkinin olmadığına işaret etmiş olmasıdır. Bu bulgu her şeyden önce panel veri analizlerinde varlığı durumunda CD'yi dikkate alan testlerin kullanılmasının önemine işaret etmektedir. Ayrıca, bu bulgu O'Connel (1998) ile Abouf ve Jorion (1990) tavsiyeleri ve bulgularıyla da uyumludur. Bu her iki çalışma da CD'nin dikkate alınmamasının test istatistiklerinin gücünü önemli oranda etkilediğini belirtmiştir. Örneğin, O'Connel (1998) CD'yi dikkate alan ve almayan birim kök testlerine dayanarak 64 ülke için PPP'yi incelediği çalışmasında CD'yi dikkate almayan testlerin önemli oranda PPP'nin geçerli olduğuna işaret ederken CD'yi dikkate alan testlerin tam tersi bir sonuca işaret ettiği bulgusuna ulaşmıştır.

CD'yi dikkate almasına rağmen Westerlund (2007) testinin de bazı eksiklikleri vardır. Örneğin, bu test olası yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Halbuki finansal krizler, teknolojik gelişmeler ve iktisadi birimlerin davranışlarındaki değişimler gibi nedenler yapısal kırılmalara yol açabilmektedir. Nitekim, bu çalışma 2007-2008 küresel finansal kriz dönemini de kapsamaktadır. Dolayısıyla, bu kriz serilerde yapısal kırılmalara yol açmış olabilir. Yapısal kırılmaların varlığı durumunda bunun dikkate alınmaması koentegrasyon yoktur şeklindeki Ho hipotezinin reddedilmemesi yönünde yanlı sonuçlar elde edilmesine yol açabilmektedir (Banerjee ve Carrion-i Silvestre,2006). Dolayısıyla, Westerlund(2007) testinin değişkenler arasında koentegre bir ilişki olmadığı Ho hipotezini ret edememesinin nedenlerinden biri bu olabilir. Bir diğer neden ise Sarno ve Valente'nin (2003) ifade ettiği gibi olası doğrusal olmayan (non-linear) yapıların dikkate alınmamış olması olabilir. Nitekim Sarno ve Valente (2003) çalışmalarında hem yapısal değişimlerin hem de non-linear olma özelliklerinin dikkate alınması durumunda nominal kurlarla görelî fiyatların uzun dönemli bir ilişki içinde oldukları yönünde bulgular elde edildiğini belirtmişlerdir.

Dolayısıyla PPP'nin geçerliliğine dönük olarak yapılacak daha sonraki çalışmalarda olası yapısal kırılmaların ve non-linear yapıların dikkate alınmasının önemli olduğu düşünülmektedir.

Nominal döviz kurlarıyla görelî fiyatlar arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı yani PPP'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmasının yukarıda belirtilen metodolojik tartışmalar dışında iktisadi ve/veya finansal açıdan çeşitli teorik nedenleri de bulunmaktadır. Örneğin ülkelerin kullandığı fiyat endekslerinin homojen olmaması, ulaşım maliyetleri ,ticari engeller ve farklı ekonomik yapılar PPP'nin geçerli olmamasında etkili birer faktör olabilmektedir (Doğanlar, 1999). Çünkü PPP ticari engellerin ve ulaşım maliyetlerinin olmadığını varsaymaktadır. Ayrıca, spekülâtif sermaye hareketleri, enflasyon beklentilerine dönük farklılıklar da PPP'den sapmalara yol açabilmektedir (Doğanlar vd., 2009). Dahası, yükselen piyasa ekonomilerindeki politika yapıcılarının dış ticaretteki gelişmeleri dikkate alarak döviz kurlarına dönük sergiledikleri politikalar da bir diğer nedeni teşkil edebilmektedir (Zhang ve Lowinger, 2006).

PPP'den sapmaların nedenlerinin açıklanmasında etkili olabilecek bir diğer unsur ise Balassa-Samuelson hipotezidir. Bu yaklaşım, en genel ifadeyle uzun dönemde ülkeler arası verimlilik farklarının reel döviz kurlarının belirlenmesinde temel bir unsur olduğunu ifade etmektedir. Bu kapsamda, fiyat endeksleri ile ticarete konu olmayan mal ve/veya hizmetlerin yapısı da dikkate alındığında, ülkeler arasındaki kıyaslamalarda dış ticarete açık ve kapalı ürünlerin görelî fiyat farkının etkilerinin de yer alması gerektiğini ifade etmektedir (Uslu, 2012). Böylece, bir yandan PPP'nin ihmal ettiği bir noktayı vurgularken diğer yandan da PPP'nin ülkeler arası verimlilik farklarını dikkate alarak genişletilmesini tavsiye etmektedir (Chong vd., 2010). Dolayısıyla, bu çalışma kapsamında incelen ülkeler ile ABD ekonomisi arasındaki büyüme oranları arasındaki farklılıklar verimlilik farklarını da beraberinde getirebilmekte bu da PPP'den sapmalara yol açabilecek bir diğer neden olarak ortaya çıkabilmektedir.

Bu tartışmalar ışığında kısaca belirtmek gerekirse, bu çalışmada nominal kurlar ile görelî fiyat endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı yani PPP'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmış olmasında hem bazı metodolojik hem de bazı teorik nedenler rol oynamış olabilir. Fakat, PPP'nin geçerli olmasının önemli sonuçları olduğu gibi geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmasının da önemli sonuçları bulunmaktadır. Bu kapsamda PPP'nin geçerli olmaması reel döviz kurlarının uzun dönemli denge değerinin belirlenmesinde ve ülke ekonomilerinin gelir düzeylerinin karşılaştırılmasında bu teorinin kullanılmamasının daha doğru bir karar olacağı anlamına gelmektedir.



## 4. Sonuç

Döviz kurlarındaki değişimler, ekonomiler için her zaman önemli olmuştur. Döviz kurlarının oluşumunu açıklamaya dönük olarak literatürde en çok üzerinde durulan teorilerden biri de uluslararası satın alma gücü paritesidir. Bu teori, döviz kurlarındaki değişimleri ülkeler arası enflasyon oranı farklılıklarını dikkate alarak açıklamaktadır. Bu çalışmada da 21 yükselen piyasa ekonomisinde Uluslararası satın alma gücü paritesinin geçerliliği birinci ve ikinci nesil panel koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada birinci nesil testler olarak Pedroni (1999,2004), Kao (1999) ile Johansen ve Fisher (1999) panel koentegrasyon testleri; ikinci nesil test olarak ise Westerlund (2007) koentegrasyon testi kullanılmıştır. Birinci nesil testlere dayanan bulgular yükselen piyasa ekonomilerinde PPP'nin zayıf formunun geçerli olduğuna dair güçlü kanıtlar sunarken ikinci nesil testler PPP'nin zayıf formunun bile geçerli olmadığını göstermektedir. Bu durumun varlığı CD'nin dikkate alınmasının önemine işaret etmektedir. Ayrıca, çalışma kapsamındaki ülkeler yükselen Asya, Avrupa, Latin Amerika ve Afrika olarak daha homojen alt gruplar bazında incelendiğinde de benzer bulgulara ulaşılmıştır. Bu bulguların politika yapıcılar için önemli olduğu düşünülmektedir. Çünkü mevcut bulgular yükselen piyasa ekonomilerinde denge döviz kurunun belirlenmesinde PPP'nin kullanılmamasının daha doğru bir karar olacağına işaret etmektedir.

Fakat bu çalışmada olası yapısal kırılmalar dikkate alınmamıştır. Dolayısıyla daha sonraki çalışmalarda bu konunun da dikkate alınmasının bu alandaki tartışmalar açısından önemli sonuçlar içerebileceği düşünülmektedir.

## Kaynakça

1. Abauf, N ve Jorion,P.(1990). Purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance*, 4, 157-174.
2. Alba,J.D. ve Papel,D.H.(2007). Purchasing power parity and country characteristics : Evidence from panel data tests .*Journal of Development Economics*,83,240-251.
3. Alba,J.D. ve Park,D.(2003). Purchasing power parity in developing countries:Multi-period evidence under the current float. *World Development*,31,2049-2060.
4. Al-mulali,U.(2011). Oil consumption,CO<sub>2</sub> emission and economic growth in MENA countries .*Energy*,36,6165-6171.
5. Alves ,D.C.O ve Bueno,R.D.(2003). Short-run,long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil .*Energy Economics*,25,191-199.
6. Alves, D.C.O ve Bueno, R.D. (2003). Short-Run, Long-Run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil. *Energy Economics*, 25 (2), 191-199.
7. Banerjee,A. ve Carrion-i Silvestre,J.L.(2006). Cointegration in panel data with breaks and cross section dependency. Working paper,European Central Bank.
8. 8. Basher,S.A. ve Mohsin.M.(2004). PPP tests in cointegrated panels:evidence from Asian developing countries .*Applied Economic Letters*,11,163-166.
9. Bildirici,M.E ve Kayıkçı,F.(2012). Economic growth and electricity consumption in former Soviet Republics. *Energy Economics*,34,747-753.
10. Breitung, J.(2000). The local power of some unit root tests for panel data .In B.H.Baltagi (Ed).*Advances in econometrics : nonstationary panels,panel cointegration and dynamic panels* .Amsterdam,the Netherlands:Elsevier.
11. Breusch, T.S ve Pagan ,A.R. (1980). The lagrange multiplier test and its application to model specifications in econometrics . *The Review of Economic Studies*,47,239-253.
12. Cavalcanti,T.V., Mohaddes, K. ve Raissi,M. (2011). Growth,development and natural resources: New evidence using a heterogeneous analysis. *The*

Quarterly Review of Economics and Finance, 51, 305-318.

13. Cerrato, M. ve Sarantis, N. (2008). Symmetry, proportionality and the purchasing power parity: evidence from panel cointegration tests. *International Review of Economics and Finance*, 17, 56-65.
14. Chang, T., Liu, W. C., Tzeng, H-W ve Yu, C-P. (2010). Purchasing power parity for G-7 countries: Panel SURADF tests. *Applied Economic Letters*, 17, 1223-1228.
15. Chong, Y., Jorda, O. ve Taylor, A. (2010). The Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis: Real Exchange rates and their long-run equilibrium. NBER çalışma Tebliği, No: 15868
16. Doğanlar, M., Bal, H. ve Özmen, M. (2009). Testing long-run validity of purchasing power parity for selected emerging market economies. *Applied Economics Letters*, 16, 1443-1448.
17. Doğanlar, M. (1999). Testing long-run validity of purchasing power parity for Asian countries. *Applied Economic Letters*, 6, 147-151.
18. Eggoh, J.C., Bangake, C. ve Rault, C. (2011). Energy consumption and economic growth revisited in African Countries. *Energy Policy*, 39, 7408-7421.
19. Engle, R. ve Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
20. Güney, P.Ö., Telatar, E. ve Hasanov, M. (2012). Re-examining purchasing power parity for selected emerging markets and African countries. *Applied Economics Letters*, 19, 139-144.
21. Handri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometric Journal*, 3, 48-161.
22. Herzer, D. (2011). The long-run effect of outward FDI on domestic output in developing countries. *Applied Economics Letters*, 18, 1355-1358.
23. Herzer, D. (2012). Cross-Country heterogeneity and the trade-income relationship. *World Development*, 44, 194-211.
24. Hlouskova, J ve Wagner, M. (2006). The performance of panel unit root and stationary tests: results from a large scale simulation study. *Econometrics Reviews*, 25, 85-116.

25. Im,K.S.,Pesaran M.H ve Shin,Y.(2003).Testing for unit roots in heterogeneous panels ,Journal of Econometrics,115,53-74.
26. Jaunky,V.C.(2011). The CO<sub>2</sub> emissions-income nexus:Evidence from rich countries. Energy Policy, 39,1228-1240.
27. Jenkins, M.A. ve Snaith, S.M.(2005). Tests of purchasing power parity via cointegration analysis of heterogeneous panel with consumer price indices. Journal of Macroeconomics,27, 345-362.
- 28.Jenkins,M. ve Snaith,S.(2005).Test of purchasing power parity via cointegration analysis of heterogeneous panels with consumer price indices. Journal of Macroeconomics, 27,345-362.
29. Johansen ,S.(1988). Statistical analysis of cointegration vectors .Journal of Economic Dynamics and Control,12, 231-254
30. Kao,C.(1999).Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data .Journal of Econometrics,90,1-44.
31. Ketenci,N.(2013). The Feldstein-Horioka puzzle in grouping of OECD members:A panel approach .Research in Economics,67,76-87.
32. Lean ,H.H. ve Smyth,R.(2010). CO<sub>2</sub> emissions,electricity consumption and output in ASEAN . Applied Energy,87,1858-1864.
33. Lee, J.W ve Brahmastrene,T.(2013). Investigating the influence of tourism on economic growth and carbon emission :evidence from panel analysis of the European Union .Tourism Managment,38,69-76.
34. Levin,A.,Lin,C-F ve Chu,C-S,J.(2002). Unit root tests in panel data:asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics,108,1-24.
35. MacKinnon J.G, Haung A.A.ve Michelis L.(1999). Numerical distribution function of likelihood ratio tests fot cointegration. Journal of Applied Econometrics,14,563-577.
36. Maddala,G.S ve Wu,S.(1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simle test. Oxford Bulletin of Economics and Statictics ,61,631-652.
37. Mishra,V., Smyth,R. ve Sharma S.(2009). The energy-GDP nexus:evidence

- from a panel of Pacific Island Countries . Resource and Energy Economics,31,210-220.
38. Narayan,P.K.(2010). Evidence on PPP for selected Asian countries from a panel cointegration test with structural breaks. Applied Economics,42,325-332
  39. Narayan,P.K.,Smyth,R.ve Prasad,A.(2007). Electricity consumption in G7 countries :A panel cointegration analysis of residential demand elasticities . Energy Policy,35,4485-4494.
  40. O'Connell, P.G.J. (1998). The overvaluation of purchasing power parity . Journal of International Economics, 44,1-9.
  41. Pan,G.,Chang,T.,Lee,C-H. ve Liu,W-C.(2012). Revisiting purchasing power parity for 18 African countries:sequential panel selection method .Applied Economic Letters,19,877-881.
  42. Pao,H-T. ve Tsai,C-M.(2010). CO<sub>2</sub> emission,energy consumption and economic growth in BRIC countries .Energy Policy,38,7850-7860.
  43. Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panel. Advances in Econometrics, 15, 93-130.
  44. Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels.The Review of Economics and Statistics, 83(4), 727-731.
  45. Pedroni,P.(1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors".Oxford Bulletin of Economics and Statistics ,61,653-670.
  46. Pedroni,P.(2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels .The Review of Economics and Statistics,83(4),727-731.
  47. Pedroni,P.(2004). Panel cointegration :asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to PPP hypothesis . Econometric Theory,20,597-625.
  48. Pesaran,M.(2004). General diagnostic tests for cross section dependency in panels. Cambridge Working Papers in Economics no.435,University of Cambridge.
  49. Peseran, M.H.(2007). A simple panel unit root tests in the presence of cross

- section dependency . *Journal of Applied Econometrics* ,22,265-312.
50. Polemis,M.L. ve Fotis P.N.(2013). Do gasoline prices respond asymmetrically in the euro zone area? Evidence from cointegrated panel data analysis .*Energy Policy*,56,425-433.
51. Rao,B.B. ve Kumar , S.(2009). A panel data approach to the demand for money and the effects of financial reforms in the Asian countries .*Economic Modelling*, 26, 1012–1017
52. Sadorsky, P. (2012). Energy Consumption, Output and Trade in South America. *Energy Economics*, 34, 476-488.
53. Sadorsky,P.(2011). Trade and Energy consumption in the Middle East .*Energy Economics* ,33,739-749.
54. Sadorsky,P.(2012). Energy consumption, output and trade in South America . *Energy Economics*, 34,476-488.
55. Sarno ,L. ve Valante,G.(2003). Deviations from purchasing power parity under different monetary regimes:Do they revert and,if so,how? . *Journal of Banking & Finance*, 30,3147-3169.
56. Singh,T.(2013). International mobility of capital in the OECD countries :a robust evidence from panel data estimators .*Applied Economic Letters*,20,692-696.
57. Stock, J. H.(1987). Asymptotic Properties of a Least Squares Estimator of Cointegration Vectors ., *Econometrica*, 55, 1035-1056.
58. Su,C-H., Chang,T. ve Liu,Y-S.(2012). Revisiting purchasing power parity for African countries:with nonlinear panel unit-root tests .*Applied Economics*,44,3263-3273.
59. Uslu, E.(2012). Reel kurun denge değerinden sapmasında Balassa-Samuelson etkisi : Türkiye örneği. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Para Politikası Uzmanlık Tezi . [http://www.tcmb.gov.tr/yayinlar/uzmanlik\\_tezleri](http://www.tcmb.gov.tr/yayinlar/uzmanlik_tezleri).
60. Westerlund,J. ve Persyn,D.(2008). Error-correction–based cointegration tests for panel data . *The Stata Journal*, 8,236-241.
61. Westerlund,J.(2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69,709-748.

62. Wu, J.L. ve Lee, H.Y.(2009). A revisit to the non-linear mean reversion of real exchange rates: evidence from a series-specific non-linear panel unit root tests . *Journal of Macroeconomics* ,31,591-601.
63. Zhang,D., Chang,T. ve Lee,C-H. ve Hung,K.(2013). Revisiting purchasing power parity for eight Asian Countries :sequential panel selection method. *Applied Economic Letters*, 20,62-66.
64. Zhang,S. ve Lowinger,T.(2006). An empirical test of purchasing power parity in selected developing countries: a panel data approach. *International Economic Journal*, 20,79-86.
65. Zhang,S. ve Lowinger,T.C.(2006). An empirical tests of purchasing power parity in selected developing countries: a panel data approach .*International Economic Journal*,20,79-86.