

Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi

Kemal YILDIRIM

Prof. Dr., Anadolu Üniversitesi, İİBF
kyildirim@anadolu.edu.tr

Mehmet MERCAN

Yrd. Doç. Dr., Hakkari Üniversitesi, İİBF
mercan48@gmail.com

S. Fatih KOSTAKOĞLU

Araş. Gör., Anadolu Üniversitesi, İİBF
sfkostakoglu@anadolu.edu.tr

Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi

Test for Validity of Purchasing Power Parity: Time Series and Panel Data Analysis

Özet

Satın alma gücü paritesi ülkeler arasındaki döviz kuru ve fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi ele alan önemli bir yaklaşımdır. Bu bağlamda, eğer satın alma gücü paritesi geçerli ise ülkeler arasındaki fiyat düzeyinde meydana gelen değişimler, nominal döviz kurunda meydana gelecek değişimler tarafından dengelenecektir. Dolayısıyla reel döviz kuru sabit bir ortalama etrafında dalgalanacaktır. Bunun için, satın alma gücü paritesinin test edilmesi reel döviz kurunun birim kök özelliklerinin incelenmesi ile yapılabilir. Bu çalışmada, zaman serisi olarak Türkiye için reel döviz kuru serisi standart ve çoklu kırılmalı birim kök testleri ile sınanmış; panel veri olarak AB-27, AB-15, OECD ve G-8 ülkeleri için yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CADF panel birim kök testleri ile sınama yapılmıştır. Elde edilen bulgular, satın alma gücü paritesinin Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığını yönünde iken AB-27, AB-15, OECD ve G-8 ülkeleri için geçerli olduğu yönündedir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Birim Kök Testleri.

Abstract

Purchasing Power Parity is an important approach to explain relationship between exchange rate and price level. In this case, if purchasing power parity is valid, change in price level between countries offsets equal change in nominal exchange rate. Hence, real exchange rate is mean reversion. For this, test for purchasing power parity, unit root properties of real exchange rate is examined. In this study, real exchange rate series investigates with standard and multiple break unit root tests for Turkey as a time series; with panel unit root test under cross-sectionally dependence assumption for AB-27, AB-15, OECD and G-8 countries. Our findings show that purchasing power parity is not valid for Turkey but is valid for AB-27, AB-15, OECD and G-8 countries.

Keywords: Purchasing Power Parity, Unit Root Tests.

1. Giriş

Satın alma gücü paritesini anlamak için tek fiyat kanununun iyi bir şekilde anlaşılması gerekmektedir. Tek fiyat kanunu; taşıma maliyetlerinin ve ticari engellerin olmadığı rekabetçi piyasalarda, özdeş malların fiyatlarının farklı ülkelerde aynı para birimi cinsinden ifade edildiğinde eşit olması gerektiğini ifade eder. Yani n gibi bir malın fiyatının nerede satılırsa satılsın aynı olacağını ima eder. İki ülke bazında bu durumu değerlendirirsek B ülkesinde n malının A ülkesi para birimi cinsinden fiyatı;

$$P_A^n = (ER_{A/B}) \times (P_B^n) \quad (1)$$

olarak gösterilebilir.

Cassel (1918:413) satın alma gücü paritesini; bir ülkenin parasının satın alma gücünün diğer bir ülkenin parasının satın alma gücüne oranlanması şeklinde tanımlayarak iktisat literatürüne kazandırmıştır. Satın alma gücü paritesi üzerindeki tartışmaların temelini döviz kuru ve fiyatlar arasındaki ilişki oluşturur. Bu bağlamda satın alma gücü paritesi milli paranın yurtiçinde olduğu gibi ülke dışında da aynı değere sahip olmasını yani alım gücünün yurtiçinde olduğu gibi ülke dışında da aynı olmasını ifade eder (Taylor, 2003:437). Ülkelerarasındaki alım gücünün eşitlenmesi hususu nominal döviz kurunun ülkelerarasındaki göreceli fiyat düzeylerindeki değişimlere bağlı olacağını ve bunun sonucunda reel döviz kurunun sabit kalacağını ima eder. Bu bağlamda satın alma gücü paritesi bir ülkenin para biriminin bir başka ülkenin para birimi cinsinden fiyatı diyebileceğimiz döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan bir teoridir diyebiliriz (Yıldırım vd., 2012: 461).

Satın alma gücü paritesinin daha özele indirgenmiş bir tanımı Gomez-Zaldivar vd. (2012) tarafından ticareti yapılabilir mallardan oluşan bir sepetin ortak bir para birimi cinsinden ölçülmesi halinde farklı yerlerdeki maliyetlerinin aynı olacağını ortaya koyan bir teoridir şeklinde yapılmıştır. Burada dikkat edilirse ticareti yapılabilir mallar kavramına vurgu yapılmıştır. Ticareti yapılamayan mallardan oluşan bir sepetin fiyatının aynı para biriminin cinsinden farklı yerlerde aynı maliyete sahip olması beklenmeyebilir.

Satın alma gücü paritesini tüm bu bilgiler ışığında kapsamlı ve detaylı bir tanımlama çerçevesinde sunmak yararlı olacaktır. İşlem ve bilgi maliyetlerinin olmadığı veya çok az olduğu varsayımı altında; ülkelerarasında gerçekleşen ticaret üzerinde herhangi bir kısıtlama olmaksızın, ticareti yapılabilir benzer nitelikte malları içeren bir sepetin fiyatlarının tek bir döviz kuru üzerinden ölçüldüğünde eşit olduğunu ifade eden ve dolayısıyla ülkelerarasındaki göreceli fiyat düzeylerinin döviz kuru üzerinde önemli etkileri olduğunu ileri süren teori satın alma gücü paritesi teorisidir. Satın alma gücü teorisini matematiksel olarak ifade etmek istersek:

$$ER_{d/f} = P_d / P_f \quad (2)$$

$ER_{d/f}$: Nominal Döviz Kuru

P_d : Yurtiçi Fiyat Düzeyi

P_f : Yabancı Ülke Fiyat Düzeyi

İki ülke üzerinden durumu açıklarsak; karşılaştırmaya konu bir mal sepetinin fiyatının iki ülkede de fiyatı eşit olacaktır diyebiliriz. Bu denklem aynı zamanda nominal döviz kurunun ifadesidir. Reel döviz kurunu ise şu şekilde ifade edebiliriz:

$$REXC = ER_{d/f} (P_f / P_d) \quad (3)$$

Tüm bu açıklamalardan sonra satın alma gücü paritesi ve tek fiyat kanunu aynı gibi görünmesine karşın aralarında önemli bir fark vardır: Tek fiyat kanunu bireysel mallar için uygulanabilir iken satın alma gücü paritesi genel fiyat düzeyi yani referans bir mal sepeti içerisinde bulunan tüm malların fiyatlarının bileşiminden oluşan fiyatlar genel düzeyi için uygulanabilir (Krugman ve Obstfeld, 2006:372).

Literatürde sıklıkla satın alma gücü paritesi teorisi iki ayrı kavramsal çerçeveye ayrılmıştır. Bunlar mutlak satın alma gücü paritesi ve göreceli satın alma gücü paritesidir. Mutlak satın alma gücü paritesi, döviz kurunun göreceli fiyatlar üzerinden ifade edilmesidir. Dikkat edilecek olursa mutlak satın alma gücü paritesinde ele alınan nominal döviz kuru kavramıdır.

Göreceli satın alma gücü paritesi kavramı ise t gibi bir periyotta iki para birimi arasındaki döviz kurunda meydana gelen yüzde değişimin ülkelerin kendi fiyat düzeylerindeki yüzde değişimler arasındaki farka eşit olduğunu ifade eder. Bir başka deyişle; eğer satın alma gücü paritesi geçerli ise reel döviz kuru zaman içerisinde değişmeyecek yani sabit olacaktır. Buradan göreceli satın alma gücü paritesini şu şekilde ifade edebiliriz;

$$\frac{\Delta REXC}{REXC} = \frac{\Delta ER_{d/f}}{ER_{d/f}} + \left(\frac{\Delta P_f}{P_f} - \frac{\Delta P_d}{P_d} \right) = 0 \quad (4)$$

$$(ER_{d/f,t} - ER_{d/f,t-1}) / ER_{d/f,t-1} = \pi_d - \pi_f$$

π_d : Yurtiçi Enflasyon Oranı

π_f : Yabancı Ülke Enflasyon Oranı

Göreceli satın alma gücü paritesi, mekânlar arasından ziyade zamanlar arası bir arbitrajı ön plana çıkararak döviz kurunun ülkelerarasındaki enflasyon farklılıklarını denkleştirici yönde değer kaybederek ya da kazanarak dengeye geleceğini ileri sürmektedir (Papell ve Prodan, 2006: 1329). Yani bir ülkede enflasyon yüksek olduğu sürece o ülkenin parası diğer ülkenin parası karşısında değer kaybedecektir.

Reel döviz kuru logaritmik bir formda şu şekilde tanımlanır:

$$\text{rexc}_t = \text{nexc}_t - p_t^d + p_t^f \quad (5)$$

rexc_t : reel döviz kurunun logaritması

nexc_t : nominal döviz kurunun logaritması

p_t^d : ülke içindeki fiyat düzeyinin logaritması

p_t^f : yabancı ülke fiyat düzeyinin logaritması

Bu eşitlik önemli çıkarımlar içerir. Bunlardan bir tanesi eğer satın alma gücü paritesi geçerli ise reel döviz kurunun logaritması sıfıra eşittir. Bundan dolayı reel döviz kurunda meydana gelen hareketlenmeler satın alma gücü paritesinde meydana gelen sapmalardan farksızdır. Dolayısıyla satın alma gücü paritesi sınanırken genelde reel döviz kuru serisinin durağan olup olmadığı araştırılır. Eğer reel döviz kuru durağan yani sabit bir ortalamaya dönüyor ise, satın alma gücü paritesi geçerlidir yani ülkeler arasında fiyat düzeyinde meydana gelecek herhangi bir değişim nominal döviz kurunda ona denk gelecek bir değer kaybı veya kazanımı ile dengelenecektir. Eğer reel döviz kuru durağan değil ise satın alma gücü paritesi geçerli değildir.

Ekonometrik olarak satın alma gücü paritesi teorisinin tanımlanması konusunda literatürde farklı kavramlara yer verilmiştir. Bunlar boş hipotez "birim kök vardır"ın" farklı alternatif hipotezler lehine reddedilmesi açısından ayrıma tabii tutulmuştur. Papell ve Prodan (2006: 1331) tarafından ifade edilen alternatif hipotezleri ve verilen isimleri tablo halinde sunar isek¹:

Tablo 1- Satın Alma Gücü Paritesinin Ekonometrik Tanımları

Tanımlama	Boş Hipotez	Alternatif Hipotez
PPP	Birim Kök Vardır	Zaman Trendinin Olmadığı "Düzey Durağan"
Trend PPP	Birim Kök Vardır	Zaman Trendinin Varolduğu "Trend Durağan" Sabitte Bir ya da İki Değişmeye İmkan Tanıyan
QPPP	Birim Kök Vardır	"Düzey Durağan" Sabitte Bir ya da İki Değişmeye İmkan Tanıyan
TQPPP	Birim Kök Vardır	"Trend Durağan"

Satın alma gücü paritesi teorisinin mutlak versiyonuna ekonometrik açıdan bakıldığında ima ettiği şey reel döviz kuru serisinin trend durağan olması gerektiği yönündedir. Bir başka açıdan ise bu çıkarıma denk gelecek şekilde reel döviz kurunun bileşenleri olan nominal döviz kuru ve göreceli fiyat düzeylerinin eş bütünleşik olması anlamına gelir (Güloğlu, İspir ve Okat, 2011: 1817).

¹ QPPP: Şartlı (Qualified) PPP; TQPPP: Trend Şartlı (Trend Qualified)PPP.

Bu çalışmada satın alma gücü paritesi teorisinin geçerliliği yapısal kırılmayı ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testleri ile sınanmıştır. Zira satın alma gücü paritesi teorisinin test edildiği analizlerde yapısal kırılmanın ve yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmaması sonuçların sağlamlığını sorgulanır hale getirmektedir. Bu bağlamda çalışmanın ikinci bölümde ampirik literatür detaylı olarak sunulmuştur. Ardından üçüncü bölümde bu çalışmada kullanılan yöntem ve ampirik bulgular ortaya konulmuştur. Dördüncü ve son bölümde ise sonuç bölümünü yer verilmiştir.

2. Ampirik Literatür

Satın alma gücü paritesi teorisinin geçerliliği birim kök sınamaları ve eş bütünleşme testleri ile yapılmaktadır. Ancak bazı çalışmalar satın alma gücü paritesi teorisinin geçerli olduğunu elde ederlerken bazı çalışmalarda geçersiz olduğunu ileri sürmektedirler. Ampirik literatürde ortaya çıkan bu uyuşmazlığın bir takım nedenlerden kaynaklandığı düşünülebilir. Bu nedenler ise analize konu edinilen veri setinin; uzunluğuna, frekansına, lineer olmayan ve yapısal kırılma gibi özellikler taşınmasına ve ayrıca reel döviz kurunun; tüketici veya üretici fiyat endeksi bazlı hesaplanmasına, resmi veya karaborsa fiyatlarına göre alınması şeklinde sıralanabilir. Bunlara ek olarak döviz kuru sistemi yani dalgalı veya sabit döviz kuru sistemi de önemli bir diğer neden olarak karşımıza çıkmaktadır.

Analize konu olan veri setinin yeterince uzun olmaması sorunundan kaynaklanan problem panel veri yönetimlerinin kullanılması ile giderilebilmektedir. Nitekim bu gibi durumlara çözüm olarak elverişli bir alternatif yöntem olarak görülmektedir. Panel veri yöntemi uygulamalarının ele alınmasın da ise kesitler arası bağımlılık sorunu ve yapısal değişimler bir kısıt olarak karşımıza çıkmaktadır. Ancak bu durumları göz önüne alan panel veri yöntemleri ile de bu sorun giderilebilmektedir.

Satın alma gücü paritesine ilişkin ampirik literatür iki kısımda ele alınabilir: Panel veri yöntemlerini kullanan çalışmalar ve zaman serisi yöntemini kullanan çalışmalar. Anlaşılabilirlik ve görsel kolaylık sağlamak için bu iki yönetime ilişkin yapılan güncel bazı çalışmalar ayrı tablolar halinde aşağıda sunulmuştur.

Tablo 2- Panel Veri Yöntemi Kullanılan Bazı Çalışmalar

Araştırmacılar	Örneklem	Dönem	Frekans	Yöntem	Sonuç
Coakley ve Fuertes (1997)	G10 ve İsviçre	1973:7-1996:6	Aylık	Panel Birim Kök	PPP Geçerli.
O'Connell(1998)	64 Ülke	1973:2-1995:4	Çeyreklik	Panel Birim Kök	PPP Geçersiz.
Breitung ve Candelon (2005) ²	10 Ülke	1981:1-2001:8	Aylık	Kırılmalı Panel Birim Kök	PPP 5 Ülke için Geçerli ve 5'i için Geçersiz.
Cerrato ve Sarantis (2007) ³	20 OECD Ülkesi	1973:1-2000:1 ve 1981:1-1999:10	Aylık	Panel Birim Kök	PPP Geçersiz.
Kalyoncu ve Kalyoncu (2008)	25 OECD Ülkesi	1980:1-2005:4	Çeyreklik	Panel Birim Kök	PPP Geçerli.
Çağlayan ve Şak (2009) ⁴	26 OECD Ülkesi	1996:1-2006:4	Aylık	Panel Birim Kök ve Pedroni Panel Eşbütlence	PPP Geçersiz.
Lau(2009)	4 OECD Ülkesi	1950-1995	Yıllık	Panel Birim Kök	PPP Geçerli.
Güloğlu vd. (2011) ⁵	18 Ülke	1991:1-2008:3	Aylık	Kırılmalı Panel Birim Kök	PPP Geçerli.
Holmes vd. (2012)	26 OECD Ülkesi	1972:1-2008:2	Çeyreklik	Kırılmalı Panel Birim Kök	PPP Geçerli.

² Bu çalışmada 5 Asya Ülkesi ve 5 Güney ve Latin Amerika ülkesi olmak üzere iki grup ülke için analizler yapılmıştır. Verilerin eksikliğinden dolayı 5 Güney ve Latin Amerika ülkesi için 3 ila 20 yıl arasında değişen ülke bazlı seriler elde edilebilmiştir. Asya ülkeleri için ise 20 yıllık veri elde edilmiştir. Analiz sonucunda Esnek döviz kuru sisteminin geçerli olduğu 5 Asya ülkesi için PPP geçerli iken, para birimleri uzun süre Amerikan Dolarına sabitlenmiş 5 Güney ve Latin Amerika ülkesi için ise geçersiz bulunmuştur.

³ Bu çalışmada 1973:1-2000:1 arası dönem tüketici fiyat endeksli(CPI) seri 20 ülkenin tamamı için, 1981:1- 1999:10 arası dönem toptan eşya fiyat endeksli(WPI) seri 10 ülke için sınamalar ayrı ayrı yapılmıştır. Her ikisinde de PPP geçersiz bulunmuştur.

⁴ Bu çalışmada OECD ülkeleri 20'si yüksek gelir, 6'sı düşük gelir olmak üzere iki gruba ayrılmıştır ve ayrı ayrı analiz edilmiştir. Bu iki gruba ilave bir 26 Ülkenin tamamı için analizler tekrarlanmıştır. Elde edilen sonuçlar hepsi için aynı yani PPP geçersiz şeklindedir.

⁵ Bu çalışmada analiz edilen 18 Ülke Türkiye'nin dış ticaret partneri olan ülkelerdir.

Tablo 3- Zaman Serisi Yöntemi Kullanılan Bazı Çalışmalar

Araştırmacılar	Örneklem	Dönem	Frekans	Yöntem	Sonuç
Telatar ve Kazdağlı (1998)	Türkiye	1980:10-1993:10	Aylık	Eşbütünleşme	PPP Geçersiz
Sarno (2000) ⁶	Türkiye	1980:1-1997:12	Aylık	ESTAR	PPP Geçerli
Erlat(2003)	Türkiye	1984:1-2000:9	Aylık	Kırılmalı Birim Kök ve ARFIMA Model	PPP Geçerli
Yazgan (2003)	Türkiye	1982:1-2001:4	Çeyreklik	Standart Lineer Çok Değişkenli Eşbütünleşme	PPP Geçerli
Alba ve Park (2005) ⁷	Türkiye	1973:1-2002:7	Aylık	TAR	PPP Geçerli
Kalyoncu, Kula ve Aslan (2010)	13 MENA Ülkesi	1970-1998	Yıllık	Kırılmalı Birim Kök	PPP Geçerli
Güney vd., (2012) ⁸	9 GOÜ ve Afrika Ülkeleri	1995:1-2010:2 ve 1994:12-2009:5	Aylık	Lineer, Lineer Olmayan ve Kırılmalı Birim Kök	PPP Geçerli
Yıldırım ve Yıldırım (2012) ⁹	Türkiye	1990:1-2009:12	Aylık	Kırılmalı Birim Kök	PPP Geçerli

3. Yöntem ve Ampirik Bulgular

3.1. Veri Seti

Satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin incelendiği analizde, Türkiye için 1960-2012, AB-15 ve G-8 ülkeleri için 1975-2012, AB-27 ülkeleri için 1990-2012 ve OECD ülkeleri için 1980-2012 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Satın alma gücü paritesinin geçerliliği, reel döviz kuru serisinin (rexc, 2005=100) durağanlığı-

⁶ ESTAR lineer olmayan özellikleri dikkate alan modeldir.

⁷ TAR lineer olmayan özellikleri dikkate alan modeldir.

⁸ GOÜ: Gelişmekte Olan Ülkelerdir.

⁹ Bu çalışmada reel döviz kuru serisi tüketici fiyatı endeksi bazlı ve üretici fiyatı endeksi bazlı olmak üzere ele alınmış ayrı ayrı analiz tabii tutulmuştur. Elde edilen bulgular tüketici bazlı PPP hipotezi geçerli iken üretici bazlı PPP hipotezinin geçerliliği için net bir şey söylenemez şeklindedir.

nın incelenmesiyle test edilmiştir. Reel döviz kuru serisi, logaritmik formda ele alınarak analiz edilmiştir. Değişkenler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (<http://evds.tcmb.gov.tr/>) ve Dünya Bankasından temin edilmiştir (World Bank, 2013).

Analizde öncelikle Türkiye için rexc serisinin durağanlığı yapısal kırılmaları dikkate almayan genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF), Phillip-Perron (PP) birim kök testleri ile incelenmiştir. Ayrıca zaman serilerinde birim kökün varlığını yapısal kırılmaları dikkate alarak analiz eden Lee-Strazicich (LS) (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleriyle rexc serisinin durağanlığı incelenmiştir. Lee-Strazicich (LS) (2003) testi iki yapısal kırılmaya izin verirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testi ise beş yapısal kırılmaya izin vermektedir. Satın alma gücü paritesinin geçerliliğini ülke grupları için (AB-15, AB-27, OECD ve G-8) panel veri analizi yardımıyla incelerken, Pesaran (2006) tarafından geliştirilen ve ikinci nesil panel birim kök testi olan CADF (Cross-sectionally ADF) testi kullanılmıştır. Bu test, serilerde yatay kesit bağımlılığını (YKB) yani incelenen ülkelerin herhangi birisinde meydana gelen bir makroekonomik şokun diğer ülkeleri etkileyeceği varsayımını dikkate alan bir yaklaşımdır.

3.2. Türkiye İçin Birim-Kök Testleri

Bir zaman serisinin durağan olabilmesi için ortalaması ile varyansının zaman içinde değişmemesi ve iki dönem arasındaki kovaryansının, bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olması gerekir (Gujarati, 1999: 713). Bu çalışmada değişkenlerin durağanlığı Dickey-Fuller (1979), Phillip-Perron (1988), Lee-Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Dickey-Fuller (DF) testi, üç regresyon denklemine dayalı olarak yapılmaktadır:

$$\text{Sabit ve Trendsiz hali:} \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

$$\text{Sabit terimli:} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u \quad (7)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli:} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Bu testlerin sonucunda DF istatistikleri McKinnon kritik değerleriyle karşılaştırılarak; sıfır hipotezi ($H_0:\gamma=0$), alternatif hipoteze karşı ($H_1:\gamma \neq 0$) test edilmektedir. Sıfır hipotezi serinin durağan olmaması durumunu, yani birim köke sahip olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir. Burada eğer hata terimi u_t içsel bağımlı ise denklem (8) şu şekilde yeniden düzenlenmektedir:

$$\Delta Y = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

burada m gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü belirtmektedir. Gecikme sayısı içsel bağıntısız modelin elde edilmesine bağlıdır. Bu şekilde yapılan test genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) testi olarak bilinmektedir.

Tablo 4: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF Test	PP Test	Kritik Değerler (ADF ve PP)		
			yüzde1	yüzde5	yüzde10
<i>rexc</i>	-1.63[1]	-1.85[3]	-3.56	-2.91	-2.59
$\Delta rexc$	-6.57[1]	-6.57[2]	-3.56	-2.91	-2.59

Not: [] içindeki değerler; ADF testi için Akaike bilgi ölçütüne (AIC) göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluğunu, PP testi için Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş bant genişliğini gösterir. Δ sembolü, değişkenin farkının alındığını göstermektedir. Tüm değişkenler için sabit terim regresyon denklemi kullanılmıştır.

ADF ve PP test sonuçlarının sunulduğu Tablo 4'e göre, %1 anlam düzeyinde ADF ve PP test istatistiğine göre *rexc* serisi birim kök içermektedir. Yani ADF ve PP test istatistiğine göre *rexc* düzey durağan değildir. Yapısal kırılmaları dikkate almayan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre, Türkiye örneğinde satın alma gücü paritesi geçerli değildir.

3.3. Türkiye İçin Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

3.3.1. Lee-Strazicich (2003) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zaman serileri farklı dönemlerde, değişik deterministik trendler etrafında durağan olabilmektedir. Bu değişiklikler; sabit terimde ve/veya eğimde meydana gelen yapısal kırılmalarla kaynaklanabilmektedir. Bu kırılmalara; savaş, barış, doğal afetler, terör olayları, politika değişiklikleri ve ekonomik krizler neden olabilir. Bu yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan birim kök analizleri hatalı sonuçlar verebilmekte ve gerçekte durağan olan seriler yapılan sınamalar sonucunda durağan olmadıkları gibi bir durum ortaya çıkabilmektedir (Perron, 1989).

Yapısal kırılmalı birim kök testleri Perron (1989) ile başlamış, Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Perron (1997), Ng-Perron (2001), Lee-Strazicich (2003) ile devam etmiştir. Bu yöntemlerde, serilerde bir veya iki tane yapısal kırılmaya izin verilebilirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testinde beş tane yapısal kırılmaya izin verilmekte ve kırılma tarihleri de içsel olarak belirlenmektedir.

Yapısal kırılma olduğu halde yapısal kırılmalara yer vermeyen testler yanlış biçimde birim kök olduğu yönünde sapmalı sonuçlar vermektedir (Charemza ve Deadman, 1997). Bu eksikliği gidermek için bu çalışmada serilerde birim kök testi yaparken yapısal kırılmalara izin veren Lee-Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd.

(2009) birim kök testleri uygulanmıştır. LS testinde, hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyük olduğunda (mutlak değer dikkate alınmadan) H_0 hipotezi kabul edilmekte ve yapısal kırılmaların varlığı durumunda serinin birim kökü olduğuna karar verilmektedir. LS birim kök testi, sabitte kırılmaları dikkate alan (Model A) ve sabitte ve trendde kırılmaları dikkate alan (Model C) iki test istatistiği hesaplamaktadır. LS birim kök testi sonuçlarına göre; Türkiye'nin *rexc* serisi %1 anlamlılık düzeyinde sabitli modelde birim kök içermekte, sabitli ve trendli modelde ise birim kök içermemekte yani durağandır. Bu sonuçlar ADF ve PP test istatistiğinden farklılık arz etmektedir. Yani Türkiye için satın alma gücü paritesi; sabitli model için geçerli değilken, sabitli ve trendli model için geçerlidir.

Tablo 5: Lee-Strazicich (LS)Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Modeller	Değişkenler	Test İst.	Kırılma Noktaları	Kritik değerler*
Model A	<i>rexc</i>	-2.35	2005, 2007	-4.54
Model C	<i>rexc</i>	-6.46	2004, 2007	-6.45
Model A	$\Delta rexc$	-7.65	2004, 2006	-4.54
Model C	$\Delta rexc$	-7.44	2003, 2006	-6.32

Not: LS testinde sabitli (Model A) ve sabitli ve trendli (Model C) modeller kullanılmıştır, modeller iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. *: Modeller için LS testinin kritik değerleri Lee-Strazicich, 2003, Tablo 2-C'den yüzde1 anlamlılık düzeyinde alınmıştır.

Testin tespit ettiği yapısal kırılma tarihleri çerçevesinde Türkiye ekonomisine bakıldığında; 2004 ve 2005 yılları 2001 krizi sonrası dalgalı kura geçildiği, bankacılık alanında köklü düzenlemelerin yapıldığı, güçlü ekonomik programın uygulandığı ve tek parti iktidarının olduğu yılı göstermektedir. 2006 ve 2007 yılları ise Türkiye'nin en fazla doğrudan yabancı yatırım çektiği yılları ve 2008 küresel krizi öncesi dönemi işaret etmektedir.

3.3.2. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testinde, beş tane yapısal kırılmaya izin verilmekte ve kırılma tarihleri de içsel olarak belirlenmektedir. CS testi, yapısal kırılma noktalarını Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak, quasi-GLS yöntemi yardımıyla dinamik programlama süreciyle ve hata kareler toplamını minimize ederek elde etmektedir. Bu test, küçük örneklerde de kullanılabilme özelliğine sahiptir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). CS testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (10)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (11)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), beş farklı test istatistiği geliştirmiştir. Bunlar:

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)]}{s^2(\lambda^0)} \quad (12)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[\epsilon^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 + (1 - \epsilon)T^{-1}\hat{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (13)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1}\hat{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (14)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (15)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1}\hat{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(4s(\lambda^0)^2T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (16)$$

Testin hipotezleri; H_0 : Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır, H_1 : Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan asimptotik kritik değerler bootstrap ile üretilebilmektedir. Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olduğunda H_0 reddedilmektedir. Bu durumda seride yapısal kırılmalar altında birim kökün olmadığı yani serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Bu çalışmada *rexc* serisinin durağanlığı CS testi ile incelenmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6'da düzey değerlerinde hesaplanan test istatistikleri kritik değerden büyük olduğu için, bütün serilerde birim kök olduğu yani düzey değerinde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri yani $I(1)$ oldukları görülmektedir. Bu durumda CS testi sonucuna göre Türkiye örneğinde satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı ifade edilebilir.

Test yönteminin, Türkiye ekonomisindeki yapısal kırılma tarihlerini, büyük oranda başarılı bir şekilde tespit ettiği görülmektedir. 1969 petrol krizi ve askeri darbe öncesi dönemi, 1978 yılı askeri darbe öncesi dönemi, 1984 yılı 1993 cari açık krizi; ve 2000 yılı Kasım 2000 bankacılık krizleri dönemini belirtmektedir.

Tablo 6:Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzyey Deęerleri					Kırılma Tarihleri
	P_T	MP_T	MZ_α	MSB	MZ_t	
<i>rexc</i>	28.89 [9.38]	27.85 [9.38]	-16.51 [-47.59]	0.16 [0.10]	-2.67 [-4.85]	1969; 1978; 1984; 1993; 2000
<i>Δexc</i>	3.45* [5.54]	3.58* [5.54]	-25.43* [-17.32]	0.14* [0.16]	-3.56* [-2.89]	1978; 1988; 1993; 2000; 2006

Not: *, %5 anlamlılık düzeyinde duraęanlıęı ifade etmektedir. Parantez içindeki deęerler, bootstrap kullanılarak 1000 yinelenme ile üretilmiř kritik deęerlerdir. Yapısal kırılma tarihleri, test yöntemi tarafından belirlenmiř tarihler olup, serilerin orijinal hallerindeki kırılmaları ifade etmesi için, sadece düzey deęerleriyle yapılan testteki sonuçlar rapor edilmiřtir.

Yapısal kırılmayı dikkate alan ve almayan birim kök testi analizlerinde elde edilen sonuç satın alma gücü paritesi teorisinin Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgular mevcut literatürde sıklıkla elde edilen satına alma gücü paritesinin geçerli olduęu yönündeki bulgular ile örtüşmemektedir. Bunun nedeni veri setinin uzunluęu, frekansı, lineer olmayan ve yapısal kırılma gibi özellikler taşımasına baęlı olabilir. Ayrıca ele alınan analiz döneminde farklı döviz kuru sistemlerinin kullanılması bir dięer neden olarak karşımıza çıkmaktadır.

3.4. Panel Veri Analizi

3.4.1. Yatay Kesit Baęımlılıęının Test Edilmesi

Seriler arasında yatay kesit baęımlılıęı (YKB) varken, bu durum dikkate alınmadan analiz yapılması elde edilecek sonuçları önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch and Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bu nedenle analize başlamadan önce serilerde ve eş-bütünleşme denkleminde YKB'nın varlıęının test edilmesi gerekmektedir. YKB'nın yapılacak birim kök ve eşbütünleşme testleri seçilirken göz önünde bulundurulması yapılan analizin sonuçlarını sapmalı ve tutarsız hale getirecektir.

Seriler arasında YKB'nın varlıęı; zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduęunda ($T > N$); Berusch-Pagan (1980) CDLM1 testiyle, zaman boyutu yatay kesit boyutuna eşit olduęunda ($T = N$); Pesaran (2004) CDLM2 testiyle, zaman boyutu yatay kesit boyutundan küçük olduęunda ise ($T < N$); Pesaran (2004) CDLM testiye kontrol edilmektedir. Bu çalışmada AB-15, OECD ve G8 ülkelerin için ele alınan örnekleme ($T > N$) olduęundan Berusch-Pagan (1980) LM testi ve AB-27 ülkeleri

için ($T < N$) olduğundan Pesaran (2004) CDLM testi kullanılması uygundur. Berusch-Pagan (1980) LM testi, grup ortalaması sıfır fakat bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğunda sapmalı olmaktadır. Pesaran vd. (2008), bu sapmayı test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmiştir. Bu nedenle ismi düzeltilmiş LM testi (LM_{adj}) olarak ifade edilmektedir. LM test istatistiği ilk haliyle aşağıdaki gibidir.

$$CDLM1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{\frac{N(N-1)}{2}}^2 \quad (17)$$

Daha sonra yapılan düzeltmeyle şu hale gelmiştir.

$$LM_{adj} = \left(\frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \frac{(T-K-1)\hat{\rho}_{ij} - \hat{\mu}_{Tij}}{v_{Tij}} \sim N(0,1) \quad (18)$$

Burada; $\hat{\mu}_{Tij}$ ortalamayı, v_{Tij} varyansı temsil etmektedir. Buradan elde edilecek olan test istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir (Pesaran, vd. 2008). Testin hipotezleri; H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur, H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Test sonucunda elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda, %5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında YKB olduğuna karar verilmektedir (Pesaran, vd. 2008). Bu çalışmada, değişkenlerde ve eş-bütünleşme denkleminde YKB'nin varlığı, Gauss kodları yardımıyla ayrı ayrı LM_{adj} testi ile kontrol edilmiş ve Tablo 7'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 7: Yatay Kesit Bağımlılığı (LM_{adj}) Testleri Sonuçları

Değişkenler ve	AB15	AB27	G8	OECD
	Test İst. ve Prob	Test İst. ve Prob	Test İst. ve Prob	Test İst. ve Prob
CDLM1 (Breusch, Pagan 1980)	593.76 (0.00)	1264.6 (0.00)	238.28 (0.00)	2577.6 (0.00)
CDLM2 (Pesaran 2004 CDLM)	33.72 (0.00)	48.08 (0.00)	33.52 (0.00)	76.21 (0.00)
CDLM (Pesaran 2004 CD)	-3.76 (0.00)	-2.00 (0.02)	-4.14 (0.00)	2.41 (0.00)
LM_{adj} (Pesaran vd. 2008)	20.89 (0.00)	19.54 (0.00)	5.39 (0.00)	34.82 (0.00)

Tablo 7'den izlenebileceği gibi; tüm ülke gruplarında *rexc* serileri için olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezleri güçlü biçimde reddedilmiş, seri-

lerde YKB'nin olduğuna karar verilmiştir. Ülkelerden birine gelen reel döviz kuru şoku, diğer ülkeleri de etkilemektedir. Bu nedenle, bu ülkelerdeki karar vericiler ekonomi politikalarını belirlerken diğer ülkelerin uyguladıkları politikaları ve bu ülkelerin reel döviz kurlarını etkileyen şokları da göz önünde bulundurmalarıdır. Ayrıca, çalışmada kullanılan *rexc* serisi için analizin bundan sonraki aşamalarında birim kök analizi yapılırken YKB'yi dikkate alan birim kök testleri kullanılmalıdır. Bu yüzden çalışmanın sonraki aşamalarında YKB'yi dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testi yöntemi kullanılmaktadır.

3.4.2. Panel Birim Kök Testi (CADF)

Verinin hem zaman hem de yatay kesit boyutuna ilişkin bilgiyi dikkate alan panel birim kök sınamalarının, sadece zaman boyutuyla ilgili bilgiyi göz önüne alan zaman serisi birim kök sınamalarından istatistiksel anlamda daha güçlü olduğu kabul edilmektedir (Im, Pesaran ve Shin, 2003; Maddala ve Wu, 1999; Taylor ve Sarno, 1998; Levin, Lin ve Chu, 2002; Hadri, 2000; Pesaran, 2006; Beyaert ve Camacho, 2008). Çünkü yatay kesit boyutunun analize eklenmesiyle verideki değişkenlik artmaktadır.

Panel birim kök sınamasında karşılaşılan ilk sorun, paneli oluşturan yatay kesitlerin birbirinden bağımsız olup olmadıklarıdır. Panel birim kök testleri bu noktada; birinci ve ikinci kuşak testler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Birinci kuşak testler de homojen ve heterojen modeller olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung (2005) ve Hadri (2000) homojen model varsayımına dayanırken; Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) heterojen model varsayımına dayanmaktadır.

Birinci kuşak birim kök testleri, paneli oluşturan yatay kesit birimlerinin bağımsız olduğu ve paneli oluşturan birimlerden birine gelen şoktan tüm yatay kesit birimlerinin aynı düzeyde etkilendikleri varsayımına dayanmaktadır. Hâlbuki günümüzde uluslararası ekonomilerinin birbiriyle ilişkili olduğu düşünülürse, paneli oluşturan yatay kesit birimlerinden birine gelen bir şoktan birimlerin farklı düzeyde etkileneceği daha gerçekçi bir yaklaşımdır. Bu eksikliği gidermek için, yatay kesit birimleri arasındaki yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurarak birim kök analizi yapan ikinci nesil birim kök testleri geliştirilmiştir. Başlıca ikinci nesil birim kök testleri ise MADF (Taylor ve Sarno, 1998), SURADF (Breuer, Mcknown ve Wallace, 2002), Bai ve Ng (2004), CADF (Pesaran, 2006) ve PANKPSS (Carrion-I Silvestre et al. 2005) 'tir.

Bu çalışmada kullanılan *rexc* değişkenleri için paneli oluşturan ülkeler arasında YKB tespit edildiği için serilerin durağanlığı YKB olduğu durumda kullanılabilen ikinci kuşak birim kök testlerinden CADF testi (Pesaran, 2006) ile incelenmiştir. CADF ile paneli oluşturan serilerdeki her bir yatay kesit biriminde (her bir ülke için) birim kök testi yapılabilmektedir. Böylece serilerin durağanlığı, panelin geneli için ve her bir yatay kesit için ayrı ayrı da hesaplanabilmektedir. Her ülkenin zaman etkilerinin

den farklı etkilendiğini varsayan ve mekansal otokorelasyonu dikkate alan CADF testi, $T > N$ ve $N > T$ durumunda kullanılmaktadır. Bu test istatistiği değerlerini, Pesaran (2006)'ın CADF kritik tablo değerleriyle karşılaştırarak her ülke için durağanlık test edilmektedir. CADF kritik tablo değeri, CADF istatistiği değerinden büyükse boş hipotez reddedilir ve sadece o ülkenin serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. CADF test istatistiği aşağıdaki şekilde tahmin edilir:

$$Y_{i,t} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i Y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (19)$$

$$u_{i,t} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

Burada, f_t her ülkenin gözlenemeyen ortak etkilerini (common effect), $\varepsilon_{i,t}$ bireysel-spesifik hatayı gösterir. Denklem (19), (20) ve birim kök hipotezleri şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (21)$$

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ tüm } i\text{'ler için} \quad (\text{Seri Durağan Değildir.})$$

$$H_1: \beta_i < 0 \quad i=1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0 \quad i=N_1+1, N_1+2, \dots, N. \quad (\text{Seri Durağandır.})$$

Ayrıca her bir yatay kesite (ülkelere) ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök test istatistiği olan CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) elde edilebilir (Pesaran, 2006). CIPS istatistiği şu şekilde ifade edilebilir:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^n CADF_i \quad (22)$$

Paneli oluşturan her ülke için birim kök istatistiği (CADF) ve panelin geneli için test istatistiği (CIPS) ve Pesaran (2006) tarafından hesaplanan kritik değerler Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8- CADF Birim Kök Testi Sonuçları

	OECD	AB-27	AB-15	G8			
Australia	-1.48	Austria	-2.94	Austria	-2.09	Canada	-1.39
Austria	-2.26	Belgium	-1.29	Belgium	-3.12	France	-4.91*
Belgium	-3.35	Bulgaria	0.86	Denmark	-3.74***	Germany	-2.43
Canada	-1.65	Cyprus	-3.14	Finland	-2.90	Italy	-3.01
Chile	-2.59	Czech Rep.	-2.57	France	-3.54***	Japan	-2.69

Denmark	-2.99	Denmark	-2.44	Germany	-2.90	U.K.	-3.71***
Finland	-3.46	Finland	-6.08*	Greece	-1.76	U.S.	-4.38**
France	-3.18	France	-1.98	Ireland	-2.44		
Germany	-2.51	Germany	-3.56***	Italy	-2.66		
Greece	-3.66***	Greece	-2.22	Luxemburg	-2.51		
Hungary	-2.10	Hungary	-3.13	Netherland	-3.09		
Iceland	-2.47	Ireland	-1.12	Portugal	-3.46		
Ireland	-1.71	Italy	-2.76	Spain	-1.98		
Israel	-2.65	Luxembourg	-1.44	Sweden	-2.53		
Italy	-3.40	Malta	-3.63***	U.K.	-3.28		
Japan	-3.36	Netherlands	-3.00				
Luxembourg	-2.74	Poland	-1.00				
Mexico	-3.88**	Portugal	-8.64*				
Netherlands	-3.00	Romania	-4.21**				
New Zeland	-4.07**	Slovak Rep.	-1.42				
Norway	-2.44	Spain	-2.18				
Poland	-3.13	Sweden	-3.01				
Portugal	-4.81*	U.K.	-2.04				
Spain	-3.25						
Sweden	-3.64***						
Switzerland	-3.45						
Turkey	-2.62						
U.K.	-2.91						
U.S.	-2.92						
Panel (CIPS)	-2.95*		-2.73**		-2.79**		-3.21*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan olduğunu göstermektedir. Test modeli olarak, sabitli ve trendli model seçilmiştir. Kritik değerler, her bir panel için ülke ve zaman boyutu dikkate alınarak Pesaran (2006) makalesi s. 275 ve 280'den alınmıştır.

Tablo 8'deki sonuçlar incelendiğinde; OECD ve G-8 ülkeleri için %1 anlamlılık düzeyinde, AB-27 ve AB-15 ülkeleri için ise %5 anlamlılık düzeyinde *rexc* serilerinin düzeyde durağan olduğu yani, $I(0)$ oldukları görülmüştür. Yani ilgili ülkelerin reel döviz kuru serileri birim kök içermemektedir. Birim kök analizi sonucuna bakarak bu ülkelerde satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu ifade edilebilir.

4. Sonuç

Bu çalışmada, satın alma gücü paritesinin geçerliliği, Türkiye için 1960-2012, G8 ve AB-15 ülkeleri için 1975-2012, AB-27 ülkeleri için 1990-2012 ve OECD ülkeleri için 1980-2012 dönemi yıllık verileri kullanarak analiz edilmiştir. Satın alma gücü paritesinin geçerliliği, reel döviz kuru (*rexc*) serisinin durağanlığının incelenmesiyle test edilmiştir.

Analizde öncelikle Türkiye için *rexc* serisinin durağanlığı, yapısal kırılmaları dikkate almayan genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillip-Perron (PP) birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alarak analiz eden Lee-Strazicich (LS) (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleriyle incelenmiştir. ADF ve PP test sonuçlarına *rexc* serisi birim kök içerdiği yani düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre, Türkiye örneğinde satın alma gücü paritesi geçerli değildir.

Yapısal kırılmaları dikkate alan ve iki yapısal kırılmaya izin veren LS birim kök testi sonuçlarına göre; Türkiye'nin *rexc* serisinin sabitli modelde birim kök içermekte, sabitli ve trendli modelde ise birim kök içermemekte yani durağandır. Yani Türkiye için satın alma gücü paritesi; sabitli model için geçerli değilken, sabitli ve trendli model için geçerlidir. Serilerde beş yapısal kırılmaya izin veren CS birim kök testine göre ise Türkiye'nin *rexc* serisinin düzey değerinde durağan olmadığı, yani Türkiye örneğinde satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı ifade edilebilir. Bunun nedeni analize konu olan dönemde Türkiye ekonomisinde 1960-1980 arası dönem uluslararası ticaret üzerinde kısıtların olduğu bir dönemdir ve dış ticaret politikaları kambiyo kontrolleri ve kotalar vasıtasıyla yürütülmüştür. Bu dönemde uluslararası ticarete ithal ikameci bir politika güdülmüştür ve sabit döviz kuru rejimi ile de döviz kuru baskılanmıştır. Kambiyo rejimi 1984 yılında serbestleştirilmiş, 1989 yılında sermaye hareketleri serbest hale gelmesine izin verilmiş ve 1990 yılında Türk parasının konvertibilitesi sağlanmıştır. Yine Gümrük Birliği'ne giriş 1996 yılında gerçekleşmiştir ve Türk dış ticareti açısından önemli bir dönüm noktası olmuştur. Tüm bunlar analize konu alınan dönemde satın alma gücü paritesinin Türk ekonomisi için geçersiz olmasında birer etkindir.

Satın alma gücü paritesinin geçerliliği, AB-15, AB-27, OECD ve G-8 ülke grupları için panel veri analizi yardımıyla incelenirken, öncelikle paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı (YKB) yani, incelenen ülkelerin herhangi birisinde

meydana gelen bir makroekonomik şokun diğer ülkeleri etkileyeceği varsayımı Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen LMadj testi ile incelenmiş ve YKB tespit edilmiştir. Bunun sebebi olarak bu ülkelerin aynı entegrasyona üye olmaları düşünülebilir. İncelenen ülke gruplarında YKB tespit edildiği için, satın alma gücü paritesinin geçerliliği Pesaran (2006) tarafından geliştirilen, serilerde yatay kesit bağımlılığını (YKB) dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testi olan CADF (Cross-sectionally ADF) testi kullanılmıştır.

Panel birim kök analizi sonucu, AB-15, AB-27, OECD ve G-8 ülkelerinin tamamında rexc serilerinin düzeyde durağan olduğu yani, ilgili ülkelerin reel döviz kuru serileri birim kök içermediği bulgusu elde edilmiştir. Birim kök analizi sonucuna bakarak bu ülkelerde satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu ifade edilebilir.

Kaynaklar

Alba, J. D. ve Park, D. (2005), "Non-Linear Mean Reversion of Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Some Evidence from Turkey". *Applied Economics Letters*, 12(11), 701-704.

Bai, J., Perron, P. (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*. 18: 1-22.

Bai, J. and Ng, S. (2004), "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, 72(4): 1127-1178.

Beyaert, A. and Camacho, M. (2008), "TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence: An Application to the EU Enlargement Process", *Review of Development Economics*, 12(3): 668-681.

Breitung, J. (2005), "A Parametric Approach to the Estimation of Cointegrating Vectors in Panel Data", *Econometric Reviews*, 24(2): 151-173.

Breitung, J. ve Candelon, B. (2005), "Purchasing Power Parity during Currency Crises: A Panel Unit Root Test under Structural Breaks", *Review of World Economics*, 141(1), 124-140.

Breuer, B., Mcnown, R. and Wallace, M. (2002), "Series-Specific Unit Root Test with Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5): 527-546.

Breusch, T. S ve Pagan, A. R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, 239-53.

Carrion-i-Silvestre, J. Ll. and Sansó, A. (2006), "Testing the null of Cointegration with Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 623-646. GAUSS codes.

- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D ve Perron, P. (2009), "GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under Both the Null and the Alternative Hypotheses", *Econometric Theory*. 25: 1754-1792.
- Cassel, G. (1918), "Abnormal deviations in International Exchanges", *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Cerrato, M. ve Sarantis, N. (2007), "A bootstrap Panel Unit Root Test Under Cross-Sectional Dependence, with an Application to PPP", *Computational Statistics and Data Analysis*, 51(8), 4028-4037.
- Charemza, W. W. ve Deadman, D. F. (1997), "New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression", Second Edition, Cheltenham: Edward Elgar Publishing, ,
- Choi, I. (2001), "Unit Roots Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20: 229-272.
- Coakley, J. ve Fuertes, A. M. (1997), "New Panel Unit Root Tests of PPP", *Economics Letter*, 57(1), 17-22.
- Çağlayan, E. ve Şak, N. (2009), "OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi: Panel Eşbütünlük Yaklaşımı", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 26(1), 483-500.
- Dickey, D. and Fuller, W. (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Erlat, H. (2003), "The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates", *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97.
- Gomez-Zaldívar, M.; Ventosa-Santaularia, D. ve Wallace, F. H. (2012), "The PPP Hypothesis and Structural Breaks: The Case of Mexico", *Empirical Economics*.
- Gujarati, D. N. (1999), *Basic Econometrics*, Mc Graw Hill.3rd Edition. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Güloğlu, B.; İspir, S. ve Okat, D. (2011), "Testing the Validity of Quasi PPP Hypothesis: Evidence from a Recent Panel Unit Root Test with Structural Break", *Applied Economics Letter*, 18(18), 1817-1822.
- 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(2), 139-144.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal* 3: 148-161.

Holmes, M.J.; Otero, J. ve Panagiotidis, T. (2012), "PPP in OECD Countries: An Analysis of Real Exchange Rate Stationarity, Cross-Sectional Dependency and Structural Breaks", *Open Economies Review*, 23(5), 767-783.

Im, K., Pesaran, H. and Shin, Y. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.

Kalyocu, H. ve Kalyoncu, K. (2008), "Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root", *Economic Modelling*, 25(3), 440-445.

Kalyoncu, H.; Kula, F. ve Aslan, A. (2010), "The Validity of Purchasing Power Parity Hypothesis in Middle East and Northern African Countries", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4(13), 125-131.

Krugman, P. R. ve Obstfeld, M. (2006), "International Economics: Theory and Policy", USA: Pearson Publishing,.

Lau, C. K. M. (2009), "A more Powerful Panel Unit Root Test with an Application to PPP", *Applied Economics Letters*, 16(1), 75-80.

Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*. 85(4): 1082-1089.

Levin, A., Lin, C-F. and Chu, C-S. J. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.

Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997), "Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*. 79: 212-218.

Maddala, G. S. and Wu, S. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.

Ng, S. ve Perron, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*. 69: 1519-1554.

O'Connell, P. G. J. (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, 44(1), 1-19.

Papell, D. H. ve Prodan, R. (2006), "Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change", *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), 1329-1349.

Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*. 57(2): 1361-1401.

Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*. 80: 355-385.

- Pesaran, M. H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Cambridge Working Papers in Economics, 435.
- Pesaran, M. H. (2006), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence", Cambridge Working Papers in Economics, 0346.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008), "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence", *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Phillips, P.C.B and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346
- Sarno, L. (2000), "Real Exchange Rate Behavior in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey, 1980-1997", *Applied Economics Letters*, 7(5), 285-291.
- Taylor, M. and Sarno, L. (1998), "The Behaviour of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period", *Journal of International Economics*, 46: 281-312.
- Taylor, M. P. (2003), "Purchasing Power Parity. Review of International Economics", 11(3), 436-452.
- Telatar, E. ve Kazdađlı, H. (1998), "Re-Examine the Long-Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-93", *Applied Economics Letters*, 5(1), 51-53.
- World Bank, (2013), "World Economic Indicators", <http://data.worldbank.org/indicator/all>, (Eriřim Tarihi: 25.05.2013).
- Yazgan, M. E. (2003), "The Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: A Re-Examination of the Case of Turkey", *Applied Economics Letters*, 10(3), 143-147.
- Yıldırım, Karaman ve Tařdemir (2012), *Makroekonomi*, Ankara: Seękin Yayıncılık.
- Yıldırım, S. ve Yıldırım, Z. (2012), "Reel Efektif Döviz Kuru Üzerinde Kırımlı Birim Kök Testleri ile Türkiye için Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliğinin Sınanması", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 33(2), 221-238.
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business Economic Statistics*. 10(3): 251-270.

