

SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ G7 ÜLKELERİ İÇİN GEÇERLİ Mİ?

Burcu ÖZCAN*

Öz

Satın alma gücü paritesi (SAGP) ortak bir para birimi cinsinden ifade edildiğinde, ulusal ve yabancı fiyat düzeylerinin eşit olması gerektiğini ileri sürmektedir. SAGP, mal piyasası arbitrajının ülkelere karşı fiyatlardaki pariteyi yürürlüğe koyduğu fikrine dayanmakta olup mutlak ve nispi türleri arasında bir ayırım ile açıklanabilmektedir. SAGP oldukça geniş çaplı bir ampirik merak doğurmuştur. Fakat tutarlılığı konusunda bir uzlaşma söz konusu değildir. Geçerliliğini test etmek üzere birçok ampirik teknik kullanılmaktadır. Bu çalışmada ise G7 ülkeleri için 1980-2010 dönemi boyunca yatay kesit bağımlılığı ve çoklu yapısal kırılma durumunu dikkate alan PANKPSS testini kullanarak SAGP'nin geçerliliğini sınamaktayız. Sonuçlar, çoğu durumda SAGP'nin geçerliliğini teyit etmektedir.

Anahtar Sözcükler: Satın alma gücü paritesi, tek fiyat kanunu, panel birim kök testi, yapısal kırılmalar.

Abstract

Does Purchasing Power Parity Hold For G7 Countries?

Purchasing power parity (PPP) suggests that, once converted to a common currency, national and foreign price levels should be equal. It relies on the idea that goods market arbitrage enforces parity in prices across countries, and can be illustrated by making a distinction between absolute and relative PPP. PPP has attracted a large empirical interest. However, there is no consensus on whether or not it holds. There are many applied techniques that used to test the validity of PPP. In this study, we aim to investigate the validity of PPP for G7 countries between 1980-2010 years by using PANKPSS test, which takes account cross-sectional dependency and multiple structural breaks. The results confirm the validity of PPP in most situations.

Keywords: Purchasing power parity, law of one price, panel unit root test, structural breaks.

* Yrd.Doç.Dr., Fırat Üniversitesi, İktisat Bölümü, ELAZIĞ, bozcan@firat.edu.tr

GİRİŞ

SAGP teorisi Cassel (1918) tarafından geliştirilmiş olup iktisatta birkaç yüzyıl öncesine dayalı uzun bir geçmişe sahip olmakla beraber, spesifik terminolojisi 1. Dünya Savaşı sonrası yıllarda ortaya çıkmıştır. Bir diğer ifadeyle, SAGP savaş sırasında ve sonrasında geniş çaplı enflasyon oranları ile yüzleşen büyük sanayileşmiş ülkeler arasında nominal döviz kurlarının uygun seviyelerinin belirlenmesine ilişkin uluslar arası politik tartışmalar sırasında gündeme gelmiştir.

SAGP'nin temel dayanağı tek fiyat kanunudur (TFK). Söz konusu kanun, aynı malın iki farklı yerde aynı fiyat düzeyine sahip olması gerektiğini ileri sürmektedir. Eğer TFK geçerli ise, uluslar arası arbitraj ortak bir para birimi cinsinden ifade edildiği zaman, ülkelere karşı her malın fiyatının eşitlenmesini gerektirmektedir (Allsopp, Zurbruegg, 2003).

SAGP'sinin dayanağı olan TFK herhangi i malı için şu şekilde gösterilebilir (Caporale ve Cerrato, 2006: 74-75):

$$P_i = SP_i^* \quad (1)$$

P_i , herhangi i malının ulusal fiyat düzeyini, P_i^* i malının uluslar arası fiyat düzeyini, S ise döviz kurunun ulusal fiyat düzeyini göstermektedir.

(1) Nolu denklem i malının ulusal fiyat düzeyinin aynı i malının yurtdışı fiyat düzeyinin nominal döviz kuru ile çarpımına eşit olduğunu ifade etmektedir. Mutlak SAGP, döviz kurunun, ulusal fiyat düzeyinin uluslar arası fiyat düzeyine bir oranı olduğunu ifade etmekte olup (2) nolu denklem üzerinde gösterilmektedir:

$$S = P / P^* \quad (2)$$

Fakat genellikle (2) nolu denklem logaritmik biçimi ile şu şekilde edilmektedir:

$$s = p - p^*$$

Nispi SAGP ise, nispi fiyat düzeylerindeki değişikliklerin nominal döviz kurundaki değişiklikler tarafından dengelenmesini gerektirmekte olup (3) nolu denklem ile gösterilmektedir:

$$\Delta P_t = \Delta P_t^* + \Delta S_t \quad (3)$$

Ayrıca SAGP'nin geçerli olamayacağı yönünde birçok neden ileri sürülmektedir. Örneğin, a) Tek fiyat kanunu, ulaşım masraflarının olmadığını ve iki piyasa arasında farklı vergilerin uygulanmadığını varsaymaktadır. Fakat gerçek dünyada ulaşım masraflarının ve ticari kısıtların olması benzer ürünlerin fiyatlarının birbirinden farklı olmasına yol açmaktadır. b) Mal piyasalarındaki monopolist ve oligopolist deneyimler ulaşım masrafları ve diğer ticari engeller ile farklı ülkelerde satılan benzer malların fiyatları arasındaki bağlantıyı zayıflatmak üzere etkileşim içerisine girebilmektedir. c) Farklı ülkelerde raporlanan enflasyon verilerinin farklı mal sepetlerine dayalı olmaları da bir başka etkidir (Ridzuan, Ahmed, 2011: 43). Bu bağlamda SAGP'nin ampirik geçerliliği bakımından, temel problem P ve P^* 'ı temsil etmek üzere kullanılan değişkenlerle ilgilidir. Söz konusu iki gösterge bir dizi mal grubunun fiyat düzeylerini temsil etmektedir. Ampirik çalışmalarda ulusal ve uluslar arası fiyat düzeyleri kolaylıkla bulunamadığı için söz konusu değişkenleri temsilen fiyat indeksleri kullanılmaktadır. Buradaki temel problem, ulusal ve uluslar arası fiyat indekslerinin aynı ürün sepetine dayalı olmamasıdır. Bir diğer problem ise var olan indekslerin genellikle hem ticari, hem de ticari olmayan mal ve hizmet gruplarını kapsamalarıdır. Fakat ticari olmayan mallar için uluslar arası arbitrajdan bahsetmek bu malların fiyatlarının ulusal faktörlerce belirlenmesinden dolayı anlam ifade etmemektedir. Bu durum ise P ile P^* arasında farklılığa yol açmaktadır (Alves *vd.*, 2001: 1176).

SAGP, iktisat politikaları açısından sadece döviz kurunun belirlenmesinde parasal yaklaşımı içeren birçok döviz modelinin merkezi bir parçası olmasından ötürü değil, aynı zamanda politik sonuçları açısından ötürü de önemlidir. Eğer SAGP teorisi uzun dönemde geçerli ise ulusal para otoriteleri bağımsız para politikası uygulamalarında başarılı olacak ve eş anlı bir şekilde döviz kuru hareketlerini de kontrol edebileceklerdir. Aksi halde SAGP'nin geçersizliği, ticarete konu olan malların arbitrajından sınırsız kazanımların elde edilmesi ihtimalini doğuracak ve döviz kurunun belirlenmesindeki parasal yaklaşımı devre dışı bırakacaktır (Ridzuan, Ahmed, 2011: 49).

Ayrıca, SAGP ulusal para biriminin aşırı ya da eksik değerlendirilmiş olup-olmadığının tayininde de kullanılmaktadır. Ulusal paranın aşırı değerli olması makroekonomik istikrar üzerinde tahrip edici etkilere yol açtığı için SAGP döviz kurunun yanlış ayarlanma derecesini ortaya koymakta ve buna uygun politik çareler oluşturmak üzere kullanılmaktadır. Bununla birlikte, reel döviz kuru bir ülkenin uluslar arası arenada rekabet durumu hakkında ise kaba bir gösterge şeklinde kullanılabilir (Taştan, 2005: 2038).

SAGP'den sapmalar reel döviz kurunun hesaplanması ile ölçülmektedir. Eğer reel döviz kuru 1'e eşit ise SAGP geçerlidir. Eğer reel kur 1'den küçük ise, nominal döviz kuru aşırı değerlenmiştir. Bu nedenle ulusal para her ülkedeki malların reel maliyetinin aynı olması için değer yitirme ihtiyacı içerisindedir. Tersine, reel döviz kuru 1'den büyük ise, bu defa nominal döviz kuru eksik değerlenmiş demektir. Ulusal para ülkelerdeki malların reel maliyetlerinin aynı olması için değer kazanma ihtiyacı içerisindedir (Allsopp, Zurbruegg, 2003: 6). Dış ticaret açısından ise, 1'den küçük reel kur ulusal paranın aşırı değerli hale geldiğini, bu durumun ise ithalatı arttırarak ve ihracatı azaltarak dış ticaret dengesine zarar vereceğini göstermektedir. Tersine 1'den büyük bir reel kur ise ulusal paranın eksik değerli hale geldiğini, bu durumun ise ithalatı azaltarak ve ihracatı arttırarak dış ticaret dengesine katkıda bulunacağını ifade etmektedir. Kısacası, SAGP ya da reel kur ülkelerin dış ticaretteki rekabetselliklerinin de bir ölçüsüdür.

Açıklandığı üzere SAGP teorisi uluslar arası iktisatçılar tarafından uzunca bir süredir incelenen ve uygulamadaki makro iktisat politikalarına yön veren bir teoridir. Bu çalışmada amaçlanan söz konusu teorinin gelişmiş 7 ülke (G7) için geçerliliğini sınamaktır. Çalışma, Carrion-i-Silvestre (2005) tarafından önerilen PANKPSS birim kök testine dayalı tekniği açısından mevcut yazına katkıda bulunmaktadır. Yapılan incelemeler neticesinde G7 ülkeleri kapsamında SAGP'nin geçerliliğinin PANKPSS testi ile araştırılmadığı tespit edilmiştir.

Çalışmada konu ile ilgili teorik açıklamalara yer veren giriş kısmından sonraki bölümler ise şu şekilde düzenlenmiştir: Birinci bölüm, konu ile ilgili yazın taramasına yer vermektedir. İkinci bölüm, veri ve ekonometrik metodolojinin açıklanmasına dayalıdır. Üçüncü bölüm, ampirik bulgulara yer vermektedir. Son bölüm ise bulguların değerlendirilmesine dayalı olan sonuç kısmıdır.

1. YAZIN TARAMASI

SAGP'nin geçerliliğini sınamak üzere, özellikle 1973 sonrası Bretton-Woods sisteminin çöküşü neticesinde ve esnek döviz kuru sistemine geçiş ile birlikte birçok çalışma yapılmıştır. Kısa dönemde SAGP'nin geçerli olmadığı genellikle kabul edilirken, uzun dönemde ise SAGP'nin geçerliliği inceleme konusudur. Örneklem hacmine ve kullanılan testlerin türüne bağlı olarak bazı çalışmalar uzun dönemde SAGP'yi destekler yönde kanıtlara ulaşmıştır. Fakat SAGP'ye yakınsama hızının son derece düşük olduğu tespit edilmiştir. Çünkü sapmaların her yıl %15 civarında bir oran ile azaldığı görülmektedir ki, bu durum SAGP'den sapmaların yarı ömrünün 3 ile 5 yıl arasında olduğunu ifade etmektedir (Nusair, 2003: 129-130).

Genellikle, SAGP'nin test edilmesinde kullanılan iki ampirik teknik söz konusudur. SAGP'nin uzun dönemde tutarlılığı için reel döviz kuru serisinin kovaryans durağanlık izlemesi gereklidir. Zaman serilerinde durağanlık analizinde birim kökün varlığı test edilmektedir. Bu nedenle, reel döviz kuru serisinde birim kökün varlığını reddetme SAGP'nin geçerliliği yönünde kanıtlar sunmaktadır. Literatürün bir başka kolu ise, eşbütünleşme tekniğine dayalıdır. Bu durumda, SAGP'nin geçerli olması için nominal döviz kurlarının ve nispi fiyatların eşbütünleşik olması gerekmektedir.

İlgili literatür kullandıkları teknikler açısından gruplandırıldığında ilk grubun, zaman serisi birim kök testleri ile SAGP'yi sorguladığı görülmektedir. Örneğin, Abumustafa (2006), Narayan (2005), Narayan (2006), Beirn *vd.* (2007), Çağlayan ve Saçıldı (2010), Cashin ve Mcdermott (2006), Lothian ve Taylor (1996), Cuddington ve Liang (2000) ve Taştan (2005)'a ait çalışmalar bu grupta yer almaktadır.

İkinci grup çalışmalar ise, doğrusal olmayan birim kök testleri ve teknikleri kullanarak SAGP teorisinin geçerliliğini sorgulamaktadır (örneğin, TAR, KSS, ESTAR gibi yöntemlerle). Örneğin, Chortareas *vd.* (2002), Liew (2003), Shively (2003), Bec *vd.* (2004), Enders ve Chumrusphonlert (2004), Erlat (2004), Bahmani-Oskooee ve Gelan (2006), Narayan ve Narayan (2007) ile Chang *vd.* (2010)'ye ait çalışmalar bu gruba girmektedir.

Üçüncü grup çalışmalar ise, zaman serisi ya da panel eşbütünleşme tekniklerini kullanarak nominal döviz kuru ile yerli ve yabancı fiyat düzeyleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının analizi ile SAGP'nin geçerliliğini araştırmaktadır. Örneğin, Josheski ve Koteski (2011), Fisher ve Park (1991), Cheung ve Lai (1993), Koukouritakis (2009), Muhammad *vd.* (2009), Yazgan (2003) zaman serisi eşbütünleşme teknikleri ile Caporale ve Cerrato (2006), Basher ve Mohsin (2004), Ridzuan ve Ahmed (2011), Drine ve Rault (2003), Narayan (2010), AL-Omar ve Ghali (2009), Jenkins ve Snaith (2005), Pedroni (2001), Çağlayan ve Şak (2009), Nagayasu (1998), Azali *vd.* (2001) ise panel eşbütünleşme teknikleri ile Boyd ve Smith (1999) ile Sideris (2006) ise hem zaman serisi, hem de panel eşbütünleşme teknikleri ile SAGP'yi sınavan çalışma örnekleridir.

Dördüncü ve son gruptaki çalışmalar ise çeşitli panel birim kök testlerini kullanarak SAGP'yi test etmektedir. Literatürün ve ulaşılan sonuçların çok kapsamlı olması nedeniyle bu çalışmada sadece kullanılan teknik ile uyumlu olarak panel birim kök testlerine dayalı çalışmaların yöntemleri ve sonuçları aşağıda açıklanmaktadır.

Panel birim kök testlerine dayalı çalışmalardan bazıları SAGP'nin geçerliliği yönünde kanıtlar elde etmiştir. Örneğin, Nazari ve Mobarak (2010) petrol ihracatçısı ülke grubu için 1974-2007 dönemi boyunca panel LM birim kök testini kullanarak, Luintel (2001) OECD ülkeleri için yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök testi ile Lopez (2003) DF-GLS-SUR testi ile bir grup endüstriyelmiş ülke grubu için, Beirne *vd.* (2007) ise 12 Avrupa ülkesi için 1980-1998 dönemi boyunca, Güloğlu *vd.* (2011) ise 1991: 1-2008: 3 boyunca Türkiye'nin 18 ticaret partnerine göre hesaplanmış reel döviz kuru serilerine yapısal kırılmaları dikkate alan Carrion-i Silvestre panel birim kök testi uygulayarak, Heimonen (1999) 13 AB üyesi için Avrupa Para Sistemi dönemi olan 1980: 1-1992: 2 dönemi boyunca, Fleissig ve Strauss (2000) 19 OECD ülkesi için 1974: 1-1996: 3 dönemi boyunca, Coakley ve Fuertes (1997) G7 ülkeleri ve İsviçre için 1973-96 dönemi boyunca IPS birim kök testi kullanarak, Kalyoncu ve Kalyoncu (2008) 1980: 1-2005: 4 dönemi boyunca 25 OECD ülkesi için IPS panel birim kök testi ile Kuo ve Mikkola (2001) 1949-96 dönemi boyunca 23 sanayileşmiş ülke için KPSS birim kök testi uygulayarak, Tatoğlu (2009) 25 OECD ülkesi için Panel LM birim kök testi kullanarak, Baharumshah ve Borsic (2008)'e ait çalışma 13 Orta ve Doğu Avrupa ülkesi için 1994-2005 dönemi boyunca SURADAF birim kök testi kullanarak, Kasman *vd.* (2010) tarafından yapılan çalışma Orta ve Doğu Avrupa'da yer alan 11 geçiş ekonomisi ve 3 piyasa ekonomisi (Kıbrıs, Malta ve Türkiye) için panel LM birim kök testleri ile Alman markı cinsinden hesaplanmış döviz kuru serilerinde 7 ülke için SAGP'yi destekler yönde sonuçlara ulaşmışlardır.

Bazı panel birim kök çalışmaları ise, SAGP'nin geçerli olmadığı yönünde kanıtlara ulaşmıştır. Örneğin, Wu ve Chen (1999) 8 pasifik ülkesi için, Cerrato ve Sarantis (2004) yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök testlerine dayalı olarak 20 OECD ülkesi için, Wagner (2008) yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Bai ve Ng testini kullanarak, O'Connell (1998) yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testleri neticesinde 64 reel döviz kuru serisi için SAGP'nin geçerli olmadığını tespit etmiştir.

Panel birim kök testlerine dayalı olan çalışmaların bazıları ise karışık sonuçlara varmıştır. Örneğin, Olayungbo (2011) 16 Sahra-altı Afrika ülkesi için 1980-2005 dönemi için IPS ve LLC panel birim kök testleri uygulayarak Uganda ve Gana dışında SAGP'nin geçerli olmadığını bulurken, Acaravcı ve Öztürk (2010) 8 geçiş ekonomisi için 1992-2009 dönemine ait aylık veriler kullanarak LM yapısal kırılmalı birim kök testi ile Bulgaristan ve Romanya hariç SAGP'nin desteklenmediğini saptamış, Erlat (2009) ise 1984: 1-2001: 6 dönemine ait aylık verileri kullanarak Türkiye'nin büyük ticaret ortakları bakımından 17 reel döviz kuru serisine 7 adet panel birim kök testi uygulamış ve her test için SAGP'nin geçerliliği yönünde farklı sonuçlar elde etmiştir. Mkenda (2001) SAGP'yi 20 Afrika ülkesi için IPS panel birim kök testi

kullanarak sınıması ve üç reel döviz kuru indeksi için (ithalat bazlı, ikili indeksler ve ticari ağırlıklandırılmış çoklu indeksler) SAGP'nin geçerli olduğunu, fakat ihracat bazlı indeks için ise geçerli olmadığını bulmuştur. Baharumshah vd. (2005) heterojen panel için tasarlanmış panel birim kök testlerini kullanarak 6 Doğu Asya ülkesi için uzun dönem SAGP'sini test etmiş ve kriz öncesi dönemden (1973-1997) farklı olarak kriz sonrası dönemde reel Asya döviz kuru serilerinin ortalamalarına geri döndüğünü tespit etmiştir. Erhat ve Özdemir (2003) Türkiye'nin 17 büyük ticaret ortağı ile olan döviz kuru serilerini kullanarak, 1984.01-2001.06 dönemine ait aylık veriler yardımı ile SAGP hipotezini panel birim kök testleri ile sınıması ve bireysel ADF ve KPSS testlerinin SAGP yönünde çok az destek sağladıklarını, LLC ve IPS panel birim kök testlerinin ise SAGP'yi desteklediklerini, Hadri testinin ise durağanlığı reddettiğini saptamıştır. MADF ve SURADF testleri ise SAGP'nin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Son olarak, Breitung ve Candelon (2005) 5 Güney ve Latin ABD ile 5 Asya ülkesi için yapısal kırılmaya izin veren panel birim kök testi sonucu esnek döviz kuru sistemine sahip olan Asya ülkeleri için SAGP'nin uzun dönemde geçerli olduğunu bulmuştur.

2. VERİ VE METODOLOJİ

2.1. Veri

Çalışmada G7 olarak isimlendirilen 7 gelişmiş ülke (İngiltere, Fransa, Kanada, İtalya, Almanya, ABD, Japonya) için reel efektif döviz kuru serileri (2005 yılı bazlı) Dünya Bankası Veri Tabanından (World Development Data Base) 1980-2010 dönemi boyunca yıllık olarak temin edilebilmiştir. Söz konusu serilere öncelikle doğal logaritmik dönüşüm uygulanmış ve daha sonra birim kök testleri ile durağanlık analizleri yapılmıştır.

Bu bağlamda, (4) nolu denklem ile ifade edilen reel döviz kuru (RER) logaritmik biçimi ile (5) nolu denklem ile gösterilebilir. Burada NER nominal döviz kurunun ifadesidir (Bir birim yabancı paranın ulusal para cinsinden fiyatı), P_t^f ve P_t^d ise sırasıyla dış ve iç fiyat düzeyleridir (Narayan, 2005: 1064).

$$RER_t = NER_t \frac{P_t^f}{P_t^d} \quad (4)$$

$$\ln RER_t = \ln NER_t + \ln P_t^f - \ln P_t^d \quad (5)$$

Eğer reel döviz kuru AR(1) süreci izliyor ise,

$$\ln RER_t = \alpha_0 + \alpha_1 RER_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

şeklinde yazılabilir.

(6) Nolu denklemde ε_t oto korelasyonsuz hata sürecini, α_0 ise sabiti ifade etmektedir. Uzun dönemde SAGP'nin geçerli olması için $\hat{\alpha}_1 < 1$ olmalı ki, reel döviz kuru durağan bir süreç izlesin. Eğer $\hat{\alpha}_1 = 1$ ise reel döviz kuru serisinde birim kök vardır ki, bu durum reel döviz kuru serilerine yönelik şokların sürekli olduğunu, serilerin ortalamalarına geri dönmediklerini ve uzun dönemde SAGP'nin geçerli olmadığını göstermektedir.

Bu çalışmada, reel döviz kuru serilerinin durağanlık analizi için yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate alan Carrion-i Silvestre panel birim kökü testi (PANKPSS) kullanılmaktadır. Literatürdeki yeni döneme ait çalışmalar, eski çalışmaların 1973 sonrasının esnek döviz kuru döneminde genellikle SAGP'yi destekleyici yönde kanıtlara ulaşamamalarını kullanılan kısa örneklem boyutlarına ve ilgili testlerin düşük istatistikî güçlerine atfetmektedirler. Bu nedenle kısa örneklem boyutu problemini çözmek üzere birçok araştırmacı uzun zaman serilerinin kullanılmasını önermekte iken, diğerleri ise panel veri ekonometrisi gibi daha gelişmiş ve güçlü tekniklerin kullanılmasını tavsiye etmektedirler (örneğin, panel birim kök testleri, yapısal kırılmaya izin veren panel birim kök testleri ve panel eşbütünleşme testleri gibi). Panel birim kök testleri hem zaman, hem de yatay kesit boyutunu dikkate almalarından ötürü zaman serisi birim kök testlerine göre daha güvenilir sonuçlar vermektedirler.

Ayrıca, SAGP'nin geçerliliğini sınavan birim kök testlerinde yatay kesit bağımlılığının da dikkate alınması gereklidir. Çünkü öncelikle, tek fiyat kanununun ve SAGP'nin temelini hazırlayan ilkeler ülkeler arasındaki ekonomik ilişkilere dayalıdır. İkincisi, dünya ekonomisi gittikçe daha bütünleşir bir hal almakta ve bu nedenle şokların birçok ülke üzerinde etkilere sahip olması beklenmektedir. Üçüncüsü, ülkelerin reel döviz kurlarının hesaplanmasında temel alınan ülkenin fiyatlar genel düzeyi (fiyat indeksi) yer almaktadır. Bu nedenlerden ötürü, ülkelerin reel döviz kuru serileri arasında bağımlılık söz konusudur (Wagner, 2008).

Son yıllarda yatay kesit bağımlılığının yanı sıra yapısal kırılmalara izin veren panel durağanlık testleri de kullanılmaya başlanmıştır. Özellikle döviz kuru gibi iktisadi koşulların değişmesine çok duyarlı olan serilerde, bazı

dönemlerde yapısal kırılmaların görülmesi doğaldır. Bu nedenle döviz kurlarının durağanlığını sınamak için kullanılan panel birim kök testlerinde yapısal kırılmalar da dikkate alınmalıdır. Çünkü Perron (1989) tarafından belirtildiği üzere, eğer seriler yapısal kırılma içeriyor iseler bu durumda sıfır hipotezi aşırı derecede kabul edilebilmektedir. Bu ise aslında durağan bir süreci temsil eden bir seri ile ilgili test sonuçlarının birim kök sürecinin olduğu şeklinde hatalı sonuçlar doğurmasına yol açabilmektedir. Tüm açıklamalar ışığında bu çalışmada kullanılan , zaman serisi birim kök testlerine kıyasla daha güçlü olan, aynı zamanda serideki olası yapısal kırılmaları ve yatay kesitler arası bağımlılığı dikkate alan PANKPSS testinin sonuçlarının daha güvenilir olduğu söylenebilir.

2.2. PANKPSS Testinin Metodolojisi

Carrion-i-Silvestre (2005) ve Carrion-i-Silvestre *vd.* (2005) tarafından geliştirilen Panel KPSS (PANKPSS) birim kök testi çoklu kırılma durumunu ve paneli oluşturan serilerin ortalamalarındaki ve trendlerindeki kırılmayı dikkate almaktadır. Test her bir yatay kesit birimi için farklı tarihlerde ve farklı sayılarda yapısal kırılma durumuna izin vermektedir. Geliştirilen sınamaya Hadri (2000) sınamasına dayanmakta olduğu için sıfır hipotezi durağanlığı ifade etmektedir. Bu test ile paneli oluşturan tüm serilerin durağanlığı hem bireysel, hem de ortak olarak test edilebilmektedir (Güloğlu, İspir, 2011; Güloğlu *vd.*, 2011).

Yapısal kırılmayı dikkate alan bu test şu şekilde gösterilebilir:

$$y_{it} = \beta_{it} + \delta_{it} + u_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (7)$$

$$(7) \text{ nolu denklemden } \beta_{it} = \sum_{k=1}^{m_i} \varphi_{i,k} D(T_{b,k}^i)_t + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \beta_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

şeklinde bir eşitlik söz konusudur. Burada $\varepsilon_{i,t} \sim \text{i.i.d}(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2)$ ve $\beta_{i0} = \beta_i$ olup bir sabittir. (8) Nolu denklemin kukla değişkenleri ise $T_{b,k}^i$ i'nci yatay kesit için k'nci kırılma tarihi olmak üzere şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$D(T_{b,k}^i)_t = 1 \quad t = T_{b,k}^i + 1 \quad \text{için, 0 diğer}$$

$$DU_{i,k,t} = 1 \quad t > T_{b,k}^i \quad \text{için, 0 diğer}$$

Modelde, $k=1,2,\dots,m$ olduğu için m tane kırılmaya izin verilmekte ve Hadri'de olduğu üzere u_{it} ve ε_{it} 'nin karşılıklı bağımsız dağıldığı varsayılmaktadır. Testin sıfır hipotezi Hadri'den biraz farklı olup $H_0 : \sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0$, $i=1,2,\dots,N$ şeklindedir. Bu sıfır hipotezi altında 8 nolu denklem şu şekilde yeniden yazılabilir:

$$y_{i,t} = \beta + \sum_{k=1}^{m_i} \varphi_{i,k} DU_{i,k,t} + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \delta_i t + u_{i,t} \quad (9)$$

Burada $DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$ $t > T_{b,k}^i$ için, 0 diğer

Denklem (9)'a bireysel yapısal kırılma etkilerini (ortalamadaki değişimin yapısal kırılmadan kaynaklandığı durum, b) geçici etkileri, ($\beta_i \neq 0$ için) c) geçici yapısal kırılma etkilerini ($\theta_{i,k} \neq 0$ için) yani bireysel trendlerdeki değişimi içermektedir.

Carrion-i-Silvestre (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2005: 161) bu nedenle 3 durumu dikkate almaktadırlar: a) yapısal kırılmalar paneli oluşturan her bir seri için farklı etkilere sahiptirler ve bu etkiler $\theta_{i,k}$ ve $\varphi_{i,k}$ ile ölçülmektedir. b)Yapısal kırılmalar paneli oluşturan her bir seri için farklı tarihlerde ortaya çıkabilmektedir. c) Yapısal kırılma sayısı seriden seriye değişebilmektedir. Ayrıca yatay kesit bağımlılığı Maddala ve Wu (1999) parametrik olmayan bootstrap yöntemi ile düzeltilmektedir.

Uzun dönem varyansın sabit olduğu varsayımı altında

$$H_0 : \sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0, i=1,2,\dots,N$$

Durağanlık sıfır hipotezi LM_{HOM} istatistiği kullanılarak sınanabilir:

$$LM_{HOM}(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\omega}^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2) \quad (10)$$

Burada $S_{it} = \sum_{j=1}^t u_{ij}$ ve $N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_i^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} S_{i,T}^2$ dir.

Yukarıdaki denklemlerde $(\hat{u}_{i,t})$ EKK kalıntılarını ifade ederken, ω_i^2 ise u_{it} 'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahmincisini göstermektedir. λ terimi ise LM istatistiğinin yapılsa kırılma tarihlerine bağlı olduğunu göstermektedir. Her bir yatay kesit birimi için λ_i vektörü (11) nolu denklem ile tanımlanmaktadır:

$$\lambda_i = (\lambda_{i,1}, \dots, \lambda_{i,m_i})' = (T_{b,1}^i / T \dots \dots \dots T_{b,m_i}^i / T)' \quad (11)$$

Dolayısı ile λ_i her bir yatay kesit birimi için yapısal kırılmaların tüm gözlemlere (T) oranla görece konumunu belirtmektedir. Uzun dönem varyansının yatay kesit birimler arasında değişimine izin verilmesi durumunda ise LM_{Het} istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$LM_{Het}(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2) \quad (12)$$

LM istatistikleri şu şekilde standartlaştırılmıştır:

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \bar{\xi})}{\bar{\varsigma}} \sim N(0,1) \quad (13)$$

$Z(\lambda)$ istatistiğinin önce $T \rightarrow \infty$, sonra $N \rightarrow \infty$ için asimtotik olarak standart normal dağılım gösterdiği ispatlanmıştır. Burada $\bar{\xi}$ ve $\bar{\varsigma}$ beklenen değer ve varyansların her bir yatay kesit için aritmetik ortalamasıdır. Bir diğer ifadeyle,

$$\bar{\xi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \xi_i \quad \text{ve} \quad \bar{\varsigma} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \varsigma_i^2$$

$Z(\lambda)$ değişkeni için bireysel beklenen değer (ξ_i) ve varyanslar (ς_i^2) şu şekilde hesaplanabilir (Carrion-i-Silvestre, 2005; Carrion-i-Silvestre vd., 2005):

$$\xi_i = A \sum_{k=1}^{m_i+1} (\lambda_{i,k} - \lambda_{i,k-1})^2 \quad \text{ve} \quad \varsigma_i^2 = B \sum_{k=1}^{m_i+1} (\lambda_{i,k} - \lambda_{i,k-1})^4$$

$\beta_i = \theta_{i,k} = 0$ kısıtı altında $\lambda_{i,0} = 0$, $\lambda_{i,m+1} = 1$, $A=1/6$ ve $B=1/45$ alırken, $\beta_i \neq \theta_{i,k} \neq 0$ için $A=1/15$ ve $B=11/6300$ olarak almaktadırlar.

Denklem (13)'deki $Z(\lambda)$ istatistiğinin hesaplanabilmesi için yapısal kırılma tarihlerinin bilinmesi gereklidir. Carrion-i Silvestre vd. (2005) yapısal kırılmaları içsel olarak belirlemekte ve bu amaçla Bai Perron (1998)'un hata kareler toplamının global minimizasyonu sürecini izlemektedirler. Bai Peron (1998) sürecinde kırılma tarihlerinin tahmini için $(T_{b,1}^i \dots T_{b,m_i}^i)$ (9) nolu denklemden elde edilen hata kareler toplamını (RSS) minimize eden argüman seçilmektedir. Bu süreç (9) nolu denklem ile şu şekilde gösterilebilir (Güloğlu ve İspir, 2011):

$$(\hat{T}_{b,1}^i \dots \hat{T}_{b,m_i}^i) = \arg \min_{T_{b,1}^i \dots T_{b,m_i}^i} \text{RSS}(T_{b,1}^i \dots T_{b,m_i}^i) \quad (14)$$

Mümkün tüm $m_i \in m^{\max}$ $i=(1,2,\dots,N)$ değerleri için kırılma tarihleri tahmin edildikten sonra, her bir yatay kesit için uygun kırılma sayısı seçilerek m 'nin optimal değeri belirlenir. Bai ve Perron (1998) burada iki farklı süreç önermektedir. İlki, Liu-Wu ve Zidek (1997) tarafından geliştirilen değiştirilmiş Schwarz bilgi kriterlerine (LWZ) dayalıdır. İkinci süreçte ise yapısal kırılma sayısını belirlemek üzere ard arda F istatistiğinin hesaplanması gerekmektedir. Bai ve Perron (1998) F istatistiğinin asimtotik dağılımını sadece trend içermeyen regresyon için türetmiş olmalarına rağmen ikinci sürecin kullanılmasını tavsiye etmektedirler. Carrion-i-Silvestre vd. (2005) trendsiz regresyon için ikinci süreci, trendli regresyon için ise bilgi kriterlerine dayalı olan ikinci süreci kullanmaktadırlar.

3. AMPİRİK BULGULAR

Öncelikle zaman serisi birim kök testlerinden ADF testi ile yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate almayan panel 1. kuşak birim kök test sonuçları karşılaştırma amacı ile Tablo 1 ve Tablo 2 üzerinde verilmiştir.

Tablo 1: Zaman Serisi Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Test Sonuçları

Ülkeler	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık
Kanada	-1.747484	0.3978	-1.364640	0.8500
Fransa	-3.064607**	0.0403	-2.858206	0.1893
Almanya	-2.428001	0.1429	-2.380265	0.3816
İtalya	-1.949967	0.3062	-1.966960	0.5950
Japonya	-2.358930	0.1616	-1.657612	0.7420
İngiltere	-2.769521	0.0751	3.243140	0.0961
ABD	-1.392793	0.5724	-3.571	0.0524

Not: **%5 düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Tablo 1’de yer alan bireysel ADF birim kök testi sonuçlarına göre, sadece sabitli modelde Fransa için %5 düzeyinde seride birim kök olduğunu belirten sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuçlar doğrultusunda %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde ADF testinin çoğunlukla G7 ülkeleri için reel döviz kuru serilerinin durağan olmadıklarına, başka bir ifadeyle SAGP hipotezinin geçerli olmadığına işaret ettiği söylenebilir.

Panel birim kök testleri ise yatay kesit birimlerin birbirinden bağımsız ve bağımlı olmaları durumuna göre iki gruba ayrılmaktadırlar. 1. Kuşak panel birim kök testleri, yatay kesit birimlerinin birbirinden bağımsız oldukları varsayımına dayalıdır. Örneğin, Im, Pesaran ve Shin (2000), Levin, Lin ve Chu (2002), Hadri (2000), Choi (2001) ile Maddala ve Wu (1999) tarafından önerilen birim kök testleri 1. kuşak testlere örnektir. Hadri testinin sıfır hipotezi paneli oluşturan serilerin durağan olduğu şeklinde iken, diğer testlerin sıfır hipotezi serilerin birim kök içerdikleri şeklindedir. Tablo 2 panel birim kök testi sonuçlarına yer vermektedir.

Tablo 2: Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Test	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık
Levin, Li&Chu t ist	-1.26066	0.1037	-0.32999	0.3707
Im, Pesaran ve Shin W ist.	-2.12275**	0.0169	-0.92550	0.1774
ADF-Fisher χ^2	24.4629**	0.0403	17.7982	0.2161
ADF-Choi Z ist.	-2.20134**	0.0139	-0.82444	0.2048
Hadri Z ist. (sabit varyans)	1.21696	0.1118	4.45548*	0.0000
Hadri Z ist. (değişen varyans)	1.19385	0.1163	2.60400*	0.0046

Not: LLC, IPS, ADF-Fisher ve ADF-Choi testleri için gecikme uzunluğu Schwarz kriterine göre, Hadri testi için ise Newey-West kriterine göre belirlenmiştir. *%1, ** ise %5 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Sabitli model incelendiğinde testlerin büyük çoğunluğunun döviz kuru serisinin birim kök içerdiği şeklindeki sıfır hipotezini reddettikleri görülmektedir. Im, Pesaran ve Shin (IPS), Maddala ve Wu (ADF-Fisher) ve Choi (ADF-Choi) testleri %5 düzeyinde birim kök sıfır hipotezini reddetmekte iken sabit ve değişen varyans durumlarında Hadri testi ise durağanlık sıfır hipotezini reddedememektedir. Sadece Levin, Li and Chu (LLC) testi birim kök sıfır hipotezini reddedememektedir. Sabitli model için testlerin çoğunluğu SAGP hipotezinin G7 ülke paneli için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Sabitli ve trendli model için ise bütün testler, döviz kuru serisinin birim kök içerdiği sıfır hipotezini reddedememektedirler. Hadri testi ise durağanlık sıfır hipotezini reddetmektedir. Dolayısı ile sabitli ve trendli model için tüm testler SAGP hipotezinin geçerli olmadığı yönünde kanıtlar sunmaktadır. Başka bir ifadeyle, 1. kuşak panel birim kök testleri sabitli ve sabitli ve trendli model için SAGP'nin geçerliliği açısından çelişkili sonuçlar doğurmaktadır.

Daha önce yapılan açıklamalar doğrultusunda yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin döviz kuru serilerinin durağanlık analizlerinde daha güvenilir sonuçlar vereceği söylenebilir. Fakat öncelikle yatay kesit bağımlılığı test edilmelidir.

Bu amaçla, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM istatistiği (CDLM₁) ve Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CDLM₂ ve CD istatistikleri kullanılmaktadır. Bu testlerden ilki olan CDLM₁ kalıntılar arasında korelasyonun olmadığı (yatay kesit bağımsızlığı olduğu) sıfır hipotezi altında N sabit ve $T \rightarrow \infty$ için χ^2 dağılımı göstermektedir. CDLM₂ istatistiği ise hem N'nin, hem de T'nin büyük olduğu durumlar için kullanılırken, CD istatistiği ise N>T durumunda kullanılmaktadır.

Tablo 3: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test ist.	Olasılık	Test ist.	Olasılık
CD	-3.2673	0.00054283	-3.16823	0.00076684
CDLM1	64.1479	0.00000295	59.7265	0.00001405
CDLM2	6.6578	0.00000000	5.97564	0.00000000

Çalışmada N=7 iken T=31 (T>N) olduğu için CDLM₁ test istatistiğinin sonucuna güvenilebilir. Tablo 3'de görüldüğü üzere %1 anlamlılık düzeyinde hem sabitli, hem de sabitli ve trendli model için yatay kesit bağımsızlığı sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök testlerinin, bağımlılığı dikkate almayan 1. kuşak panel birim kök testlerine tercih edilmesi gereklidir. Bu bağlamda, SAGP literatürü incelendiği zaman açıklandığı üzere yapısal kırılmaların da dikkate alınması gereklidir. Bu nedenle Carrion-i-Silvestre *vd.* (2005) tarafından önerilen panel KPSS testi sonuçları daha güvenilir olacaktır. İlgili testin sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5 üzerinde verilmektedir.

Tablo 4: PANKPSS Testi Sonuçları (Sabitli Model)

Panel a: Yapısal Kırılma Tarihleri ve Bireysel KPSS Testi Sonuçları											
Ülkeler	KPSS	m	Tb,1	Tb,2	Tb,3	Tb,4	Tb,5	Kritik Değerler (%)			
								90	95	97.5	99
ABD	0.1018	1	1986					0.2806	0.3952	0.5220	0.6723
Japonya	0.1365	2	1985	2004				0.2858	0.3932	0.4838	0.6796
Almanya	0.0414	2	1992	1996				0.3089	0.4324	0.536	0.7398
İngiltere	0.3965**	2	1983	1996				0.2389	0.358	0.4801	0.6466
Fransa	0.1640	1	1996					0.3257	0.4398	0.5431	0.7780
İtalya	0.5017*	3	1985	1992	2002			0.2582	0.2792	0.3020	0.3328
Kanada	0.0855	2	1993	2004				0.3257	0.4773	0.6325	0.8913
Panel b: Panel Durağanlık (PANKPSS) Testleri											
Model				Test İst.				Olasılık Değeri ^a			
LM (λ) (hom)				2.7253				0.0032			
LM (λ) (het)				6.6746				1.2387			
Panel c: Bootstrap Kritik Değerleri (%)											
Model	1	2.5	5	10	90	95	97.5	99			
LM (λ) (hom)	-0.8678	-0.4684	0.1000	0.6704	4.6309	5.4964	6.226	6.9585			
LM (λ) (het)	0.4970	0.8223	1.1381	1.6435	7.7518	9.8245	11.7087	13.6216			

Not: ^a asimptotik olasılık değerlerini, * %1, ** %5 düzeyinde durağanlık sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Kırılma sayıları LWZ bilgi kriterine göre tespit edilmiştir. KPSS, Kwiatkowski, Phillips, Schmid ve Shin testini, m yapısal kırılma sayısını, Tb yapısal kırılma tarihlerini, hom test istatistiğinin uzun dönem varyansının homojenliği varsayımı altında hesaplandığını, het ise tersine heterojenlik varsayımı altında hesaplandığını göstermektedir.

Tablo 4'ün Panel a kısmında 7 gelişmiş ülkenin bireysel panel KPSS testi sonuçları yer almaktadır. Sonuçlara göre %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde durağanlığı ifade eden sıfır hipotezi sırasıyla sadece İngiltere ve İtalya için reddedilmektedir. Bu bağlamda, bireysel KPSS testi sonuçlarına göre İngiltere ve İtalya hariç diğer ülkeler için SAGP hipotezi geçerli görülmektedir.

Tablo 4'ün Panel b kısmında ise 7 gelişmiş ülke için panel ortak durağanlık testi sonuçları yer almaktadır. Yatay kesit bağımsızlığı hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde dahi reddedildiğinden Panel b'de yer alan LM test istatistikleri Panel c'deki bootstrap kritik değerleri ile karşılaştırılmalıdır.¹ Bu bağlamda %5 anlamlılık düzeyinde hem sabit varyans, hem de değişen varyans durumları altında LM test istatistikleri, bootstrap kritik değerlerinden küçük oldukları için (2.7253<5.4964 ve 6.6746<9.8245) durağanlık sıfır hipotezi reddedilememektedir. Başka bir ifadeyle, SAGP hipotezi sabitli modelde G7 ülke paneli için geçerli görülmektedir.

Tablo 5: PANKPSS Testi Sonuçları (Sabitli ve Trendli Model)

Panel a: Yapısal Kırılma Tarihleri ve Bireysel KPSS Testi Sonuçları											
Ülkeler	KPSS	m	Tb,1	Tb,2	Tb,3	Tb,4	Tb,5	Kritik Değerler (%)			
								90	95	97.5	99
ABD	0.080	3	1985	1993	2002			0.084	0.100	0.128	0.148
Japonya	0.130	1	1995					0.314	0.438	0.551	0.779
Almanya	0.062	3	1985	1994	2002			0.171	0.243	0.312	0.377
İngiltere	0.111	3	1987	1996	2006			0.242	0.318	0.369	0.432
Fransa	0.352*	3	1984	1994	2002			0.126	0.161	0.199	0.259
İtalya	0.080	1	1992					0.400	0.530	0.675	0.913
Kanada	0.306	2	1992	2002				0.415	0.531	0.653	0.866
Panel b: Panel Durağanlık (PANKPSS) Testleri											
Model			Test İst.				Olasılık Değeri ^a				
LM (λ) (hom)			27.901				0.000				
LM (λ) (het)			36.617				0.000				
Panel c: Bootstrap Kritik Değerleri (%)											
Model	1	2.5	5	10	90	95	97.5	99			
LM (λ) (hom)	4.728	5.338	5.977	6.762	16.586	19.118	21.503	24.115			
LM (λ) (het)	6.632	7.552	8.553	9.990	40.416	48.668	56.077	63.667			

Not: ^a asimptotik olasılık değerlerini, * %1 düzeyinde durağanlık sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Kırılma sayıları LWZ bilgi kriterine göre tespit edilmiştir. KPSS, Kwiatkowski, Phillips, Schmid ve Shin testini, m yapısal kırılma sayısını, Tb yapısal kırılma tarihlerini, hom test istatistiğinin uzun dönem varyansının homojenliği varsayımı altında hesaplandığını, het ise tersine heterojenlik varsayımı altında hesaplandığını göstermektedir.

Tablo 5'in panel a kısmında bireysel panel KPSS testi sonuçları yer almaktadır. %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade eden sıfır hipotezi, sadece Fransa için reddedilmektedir. Bu bağlamda bireysel PANKPSS testi sonuçlarına göre sadece Fransa için SAGP hipotezinin geçerli olmadığı, diğer ülkeler için ise SAGP'nin geçerli olduğu söylenebilir.

Tablo 3'ün panel b kısmında yer alan panel ortak durağanlık testi sonuçlarına göre ise durağanlık sıfır hipotezi, yatay kesit bağımlılığının olmasından ötürü LM istatistiklerinin panel c'de yer alan bootstrap kritik değerleri ile %5 anlamlılık düzeyinde karşılaştırılması sonucu sabit varyans durumu için ($27.901 > 19.118$) reddedilmekte, değişen varyans durumu için ise ($36.617 < 48.668$) reddedilememektedir. Başka bir ifadeyle, uzun dönem varyansının sabit olduğu varsayımı altında SAGP, G7 ülkeleri için geçerli görülmemekte, değişir olduğu varsayımı altında ise geçerli görülmektedir.

Kısacası, PANKPSS testi sonuçları çoğunlukla SAGP'yi G7 ülkeleri için destekler yönde kanıtlara ulaştırmıştır.

SONUÇ

Uluslar arası iktisatçılar arasında önemli bir araştırma konusu olan SAGP teorisinin geçerliliği uzunca bir süredir ampirik sınamalara konu olmaktadır. Çünkü SAGP'yi sağlayan reel döviz kuru oranları ülkelerin dış ticaret politikalarında ve döviz kurunun optimal düzeyinin belirlenmesinde politika yapıcılar için önemli bir göstergedir. Bu nedenle reel döviz kuru serilerinin durağanlığı analizi önem kazanmakta ve birim kök testleri durağanlık analizlerinde kullanılmaktadır.

Bu amaçla kullanılan panel birim kök testleri verinin hem zaman, hem de yatay kesit boyutunu dikkate almalarından ötürü zaman serisi birim kök testlerine kıyasla üstünlük taşımaktadırlar. Ayrıca panel birim kök testleri arasında ise yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate alan panel birim kök testleri, diğer panel birim kök testlerine kıyasla daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Açıklandığı üzere globalleşen ve gittikçe bütünleşen küresel düzende ekonomik şoklar sınırları aşmakta, bu nedenle ülkeler arası bağımsızlık, ekonometrik ifade ile yatay kesit bağımsızlığı tezleri geçerli görülmemektedir. Aynı zamanda ekonomik krizler döviz kuru gibi temel makroekonomik değişkenler üzerinde şoklara yol açarak, söz konusu değişkenler üzerinde önemli oynaklıklar doğurmaktadırlar. Bu doğrultuda reel döviz kuru serilerinin birim kök içermesi söz konusu şokların etkilerinin geçici değil, kalıcı olduğunu göstermektedir. Bu çalışmada amaçlanan yatay kesit

bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate alan PANKPSS birim kök testi ile G7 ülkeleri için SAGP'nin geçerliliğini sınamaktır.

Çalışmanın sonuçları değerlendirildiğinde, ADF zaman serisi birim kök testinin çoğunlukla SAGP hipotezinin G7 ülke paneli için geçerli olmadığı yönünde kanıtlar sağladığı görülmektedir. 1. Kuşak panel birim kök testlerinin sonuçları ise sabitli ve trenli modeller için farklılık göstermektedir. Sadece sabiti içeren model için SAGP hipotezi geçerli görülmekle birlikte, sabitli ve trendli model için ise SAGP geçerli görülmemektedir. Fakat yatay kesit bağımlılığının söz konusu olması bu testlerin ulaştığı sonuçları şüpheli hale getirmektedir. Ayrıca yapısal kırılmaların da SAGP hipotezinin geçerliliğini etkileyeceği göz önünde bulundurularak Carrion-i-Silvestre (2005) ve Carrion-i Silvestre *vd.* (2005) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı panel KPSS testinin daha güvenilir sonuçlar vereceği düşünülmektedir. Bireysel panel KPSS sonuçları hem sabitli, hem de sabitli ve trendli model için ülkelerin çoğunluğu için SAGP'nin geçerli olduğunu göstermiştir. Ortak panel KPSS testi sonuçları ise sabitli model için hem sabit, hem de değişir varyans varsayımları altında SAGP'nin geçerli olduğunu ortaya koyarken, sabitli ve trendli model için ise sadece değişir varyans varsayımı altında SAGP'nin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Kısacası, yapısal kırılmalar ve yatay kesit bağımlılığı dikkate alındığı vakit, ekonomik şokların çoğu G7 ülkelerinin reel (efektif) döviz kuru serileri üzerinde kalıcı şoklara yol açmadığı, uzun dönemde serilerin ortalamalarına geri döndükleri ve SAGP hipotezinin geçerli olduğu söylenebilir. Bu nedenle G7 ülkelerinin ekonomi politikaları yürütücüleri, SAGP'ye dayalı olarak dış ticaret stratejilerini belirleyebilecek, döviz kurunun optimum düzeyine karar vererek ulusal paranın değerini de muhafaza edecek şekilde para politikaları uygulayabileceklerdir.

NOTLAR

¹ Eğer yatay kesit bağımsızlığı sıfır hipotezi reddedilmeseydi LM istatistikleri panel c'deki bootstrap kritik değerleri ile değil de asimtotik kritik değerler ile kıyaslanmalıydı. Başka bir ifadeyle, panel b'deki asimtotik olasılık değerlerine göre sonuçlar belirlenmeliydi.

KAYNAKÇA

- Abumustafa, N.I. (2006) “New Evidence of the Validity of Purchasing Power Parity From Jordan”, **Applied Economics Letters**, 13(6), 379-383.
- Acaravci, A., İ. Öztürk (2010) “Testing Purchasing Power Parity in Transition Countries: Evidence from Structural Breaks”, **The Amfiteatru Economic Journal**, 12(27), 190-198.
- Allsopp, L., R. Zurbruegg (2003) “Purchasing Power Parity in East Asia: Why all the Fuss?”, **Centre for International Economic Studies**, Discussion Paper, No:0304.
- AL-Omar, M.A., K.H. Ghali (2003) “PPP Tests in Cointegrated Heterogeneous Panels: The Case of the GCC Countries”, **International Research Journal of Finance and Economics**, 35, 163-172.
- Alves, D.C.O., R.C. Cati, V.L. Fava (2001) “Purchasing power parity in Brazil: a test for fractional cointegration”, **Applied Economics**, 33(9), 1175-1185.
- Azali, M., M.S. Habibullah, A.Z. Baharumshah (2001) “Does PPP hold between Asian and Japanese Economies? Evidence Using Panel unit Root and Panel Cointegration”, **Japan and the World Economy**, 13, 35-50.
- Baharumshah, A.Z., R. Aggarwaland, C. Tze-Haw (2005) “East Asian Real Exchange Rates and PPP: New Evidence from Panel-Data Tests”, **MPRA Paper No. 2023**.
- Baharumshah, A.Z., D. Borsic (2008) “Purchasing Power Parity in Central and Eastern European Countries”, **Economics Bulletin**, 6(32), 1-8.
- Bahmani-Oskooee, M., A. Gelan (2006) “Testing the PPP in the Non-linear STAR Framework: Evidence from Africa”, **Economics Bulletin**, 6(17), 1-15.
- Bai, J., P. Perron (1998) “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes” **Econometrica**, 66(1), 47-78.
- Basher, S.A., M. Mohsin (2004) “PPP tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries”, **Applied Economics Letters**, 11, 163-166.
- Beirne, J., J. Hunter, M. Simpson (2007) “Is the Real Exchange Rate Stationary? The Application of Similar Tests for a Unit Root in the Univariate and Panel Cases”, **Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences**, 1(2), 55-70.

- Boyd, D., R. Smith (1999) "Testing for Purchasing Power Parity: Econometric Issues and an Application to Developing Countries", **The Manchester School**, 67, 287-303.
- Breitung, J., B. Candelon (2005) "Purchasing Power Parity during Currency Crises: A Panel Unit Root Test under Structural Breaks", **Review of World Economics**, 141(1), 124-140.
- Breusch, T., A. Pagan (1980) "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", **Reviews of Economics Studies**, 47: 239-253.
- Cashin, P., C.J. McDermott (2006) "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?", **IMF Staff Papers**, 53(1), 89-119.
- Çağlayan, E., İ. Saçaklı Saçıldı (2010) "Does Purchasing Power Parity Hold in OECD Countries?", **International Research Journal of Finance and Economics**, No:37, 138-146.
- Çağlayan, E., N. Şak (2009), "OECD Ülkelerinde Satınalma Gücü Paritesi: Panel Eşbütünleme Yaklaşımı", **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, 26(1), 483-500.
- Caporale, G.M., M. Cerrato (2006) "Panel Data Tests of PPP: A Critical Overview", **Applied Financial Economics**, 16(1-2), 73-91.
- Carrion-i-Silverstre, J.L. (2005) "Health Care Expenditure and GDP: Are they Broken Stationary?" *Journal of Health Economics*, 24(5), 939-854.
- Carrion-i-Silverstre, J.L., T. Del Barrio-Castro and E. Lopez-Bazo (2005) "Breaking the Panels: An Application to the GDP per Capita", **Econometrics Journal**, 8(2), 159-175.
- Cassel, G. (1918) "Abnormal Deviations in International Exchanges", **The Economic Journal**, 28(112), 413-415.
- Cerrato, M., N. Sarantis (2004) "Cross Setional Dependence, Panel Unit Root Tests, and Purchasing Power Parity", D.P. no. 04-2, Centre for International Capital Markets, London Metropolitan University.
- Cheung, Y.W., K.S. Lai (1993) "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", **Journal of Business and Economic Statistics**, 11, 103-12.
- Choi, I. (2001) "Unit Roots Tests for Panel Data", **Journal of International Money and Finance**, 20, 229-272.

- Chortareas, G.E., G. Kapetanios, Y. Shin (2002) “Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates”, **Economics Letters**, 7, 411–417.
- Coakley, J., S. Snaith (2004) “Testing for Long Run Relative Purchasing Power Parity in Europe”, <http://repec.org/mmfc04/34.pdf>.
- Cuddington, J.T., H. Liang (2000) “Purchasing Power Parity Over Two Centuries?”, **Journal of International Money and Finance**, 19, 753–757.
- Drine, I., C. Rault (2003) “A Re-Examination of the Purchasing Power Parity using Non-Stationary Dynamic Panelmethods: A Comparative Approach for Developing and Developed Countries”, **William Davidson Working Paper Number 570**.
- Dushko, J., C. Koteski (2011) “Analysis of Purchasing Power Parity with Data for Macedonia”, <http://ssrn.com/abstract=1875047>
- Enders, W., K. Chumrusphonlert (2004) “Threshold Cointegration and Purchasing Power Parity in the Pacific Nations”, **Applied Economics**, 36, 889–96.
- Erlat, H. (2004) “Unit Roots or Nonlinear Stationarity in Turkish Real Exchange Rates”, **Applied Economics Letters**, 11, 645-650.
- Erlat, H. (2009) “Persistence in Turkish Real Exchange Rates: Panel Approaches”, **FIW Working Paper series with number 029**.
- Erlat, H., N. Özdemir (2003) “A Panel Approach to Investigating the Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, **Topics in Middle Eastern and North African Economies**, 5, 1-21.
- Fisher, E. O’N., J.Y. Park (1991) “Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Co-Integration”, **The Economic Journal**, 101(409), 1476-1484.
- Fleissig, A.R., J. Strauss (2000) “Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity for Price Indices”, **Journal of International Money and Finance**, 19(4), 489-506.
- Güloğlu B., S. İspir (2011) “Testing the Validity of Quasi PPP Hypothesis: Evidence from A Recent Panel Unit Root Test With Structural Breaks”, **Applied Economics Letters**, 18(18), 1817-1822.
- Güloğlu, B., M.S. İspir (2011) “Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye İçin Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi”, **Ege Akademik Bakış**, 11(2), 205-215.

- Hadri, K. (2000) "Testing for Stationarity in Heterogenous Panels." **Econometrics Journal**, 3, 148-161.
- Heimonen, K. (1999) "Stationarity of the European Real Exchange Rates – Evidence from Panel Data", **Applied Economics**, 31, 673-677.
- Im, K., H. Pesaran, Y. Shin (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels" **Journal of Econometrics**, 115(1), 53-74.
- Jenkins, M.A., S.M. Snaith (2005) "Tests of Purchasing Power Parity via Cointegration Analysis of Heterogeneous Panels with Consumer Price Indices", **Journal of Macroeconomics**, 27, 345–362.
- Kalyoncu, H., K. Kalyoncu (2008) "Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root", **Economic Modeling**, 25(3), 440-445.
- Kasman, S., A. Kasman, D. Ayhan (2010) "Testing the Purchasing Power Parity Hypothesis for the New Member and Candidate Countries of the European Union: Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests with Structural Breaks", **Emerging Markets Finance and Trade**, 46(2), 53-65.
- Koukouritakis, M. (2009) "Testing the Purchasing Power Parity: Evidence from the New Euountries", **Applied Economics Letters**, 16(1), 39-44.
- Kuo, B., A. Mikkola (2001) "How Sure are we About Purchasing Power Parity? Panel Evidence with the Null of Stationary Real Exchange Rates", **Journal of Money, Credit and Banking**, 33(3), 767-789.
- Levin, A., C. Lin, d J. Chu (2002) "Unit Roots Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", **Journal of Econometrics**, 108, 1-24.
- Liew, V.K-S. (2003) "The Validity of PPP Revisited: An Application of Non-linear Unit Root Test", <http://EconPapers.repec.org/RePEc:wpa:wuwpif:0308001>.
- Liu, J., S. Wu, J.V. Zidek (1997) "On Segmented Multivariate Regressions", **Statistica Sinica**, 7, 497-525.
- Lothian, J.R., M.P. Taylor (1996) "Real Exchange Rate Behaviour: the Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", **Journal of Political Economy**, 104(3), 488-509.
- Lopez, C. (2003) "An Improved Panel Unit Root Test Using GLS-Detrending", University of Cincinnati, **Economics Working Papers Series 2003-06**.
- Luintel, K. (2001) "Heterogeneous Panel Unit Root Tests and Purchasing Power Parity", **The Manchester School Supplement**, 69(1), 42-56.

- Maddala, G.S., S. Wu (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.
- Mkenda, B.K. (2001) "An Empirical Test of Purchasing Power Parity in Selected African Countries-a Panel Data Approach", **Working Papers in Economics** No 39, Department of Economics, Göteborg University.
- Mohsen, N., A. Mobarak (2010) "Resource Dependency and the Empirical Validity of PPP: The Oil Exporter Countries", **World Applied Sciences Journal**, 19(8), 945-949.
- Muhammad, S.D., M, Umer, I. Lal (200) "Tests of Purchasing Power Parity: Extent of Pakistan", **European Journal of Scientific Research**, 37(4), 608-615.
- Nagayasu, J. (1998) "Does the Long-run PPP hypothesis Holdfor Africa? Evidence from Panel Cointegration", **IMF Working Paper WP/98/123**.
- Narayan, P.K. (2005) "New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries", **Applied Economics**, 37(9), 1063 -1071.
- Narayan, P.K. (2006) "Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India", **Applied Economics**, 38(1), 63-70.
- Narayan, P.K., S. Narayan (2007) "Are Real Exchange Rates Nonlinear with a Unit Root? Evidence on PPP for Italy: A note", **Applied Economics**, 39(19), 2483-2488.
- Narayan, P.K. (2010) "Evidence on PPP for Selected Asian Countries from a Panel Cointegration Test with Structural Breaks", **Applied Economics**, 42(3), 325-332.
- Nusair, S.A. (2003) "Testing the Validity of Purchasing Power Parity for Asian Countries During The Current Float", **Journal of Economic Development**, 28(2), 129-147.
- O'Connell, P. (1998) "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", **Journal of International Economics**, 44, 1-19.
- Olayungbo, D.O. (2011) "Purchasing Power Parity in Selected Sub-Saharan African Countries: Evidence from Panel Unit-Root Tests", **Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS)**, 2(4), 270-274.

- Pedroni, P. (2001) "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", **The Review of Economics and Statistics**, 83(4), 727–731.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, 57, 1361–401.
- Pesaran, H. (2004) "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, **University of Cambridge Working Paper, 0435**.
- Ridzuan, R., E.M. Ahmed (2011) "Testing the Evidence of Purchasing Power Parity for Asean-5 Countries Using Panel Estimation", **International Journal of Economics and Business Modeling**, 2(1), 42-56.
- Shively, P. (2003) "Threshold Stationary Real Exchange Rates: A Nonlinear, Multivariate Approach" **Economics Bulletin**, 6(2), 1–11.
- Sideris, D. (2006) "Purchasing Power Parity in Economies in Transition: Evidence from Central and East European Countries", **Applied Financial Economics**, 16(1-2), 135-143.
- Tastan, H. (2005) "Do Real Exchange Rates Contain a Unit Root? Evidence from Turkish data", **Applied Economics**, 37(17), 2037-2053.
- Tatoğlu, F.Y. (2009) "Reel Efektif Döviz Kurunun Durağanlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 10(2), 310-323.
- Tsangyao, C., L. Wen-Chi, Y. Chin-Ping (2010) "Revisiting Purchasing Power Parity for G7 Countries: Further Evidence based on Panel SURKSS Tests", **Applied Economics Letters**, 17(14), 1383-1387.
- Wagner, M. (2008) "On PPP, Unit Roots and Panels", **Empirical Economics, Springer**, 35(2), 229-249.
- Wu, J.L., S.L. Chen (1999). Are Real Exchange Rates Stationary Based on Panel Unit-root Tests? Evidence from Pacific Basin Countries, **International Journal of Finance and Economics**, 4, 243-252.
- Yazgan, M.E. (2003) "The Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: A Reexamination of the Case of Turkey", **Applied Economics Letters**, 10(3), 143-147.