

Kırılgan Beşlide Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) Hipotezinin Test Edilmesi The Test of Purchasing Power Parity Hypothesis for Fragile Five

İsmail ÇEVİŞ, Pamukkale Üniversitesi, Türkiye, icevis@pau.edu.tr
Reşat CEYLAN, Pamukkale Üniversitesi, Türkiye, rceylan@pau.edu.tr

Öz: Fiyat istikrarının öncelikli makroekonomik hedef haline gelmesi ile birlikte, Satın Alma Gücü Paritesi hipotezinin (SAGP) geçerliliği yapılan çalışmalarda daha fazla ilgi uyandırmaya başlamıştır. Bu çalışmanın amacı, yükselen piyasa ekonomileri arasında yer alan “kırılgan beşli” olarak adlandırılan ülkeler (Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika) için eş-bütünleşme yöntemi kullanılarak 2003:1-2013:8 döneminde SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığını incelemektir. Dolayısıyla, veri seti kırılgan beşli ülkelerinin aylık nominal döviz kuru, yurtdışı tüfe ve ABD'nin tüfe değişkenlerinden oluşmaktadır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre; Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye'de nominal kur, yurt içi tüfe ve ABD'nin tüfe değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Bu durumda, ilgili serilerin doğrusal birleşimleri durağandır ve SAGP hipotezi güçlü formda geçerlidir. Ancak, Endonezya için yapılan analizlerde, nominal kur, yurtdışı tüfe ve ABD için hesaplanan tüfe arasında uzun dönemli bir ilişkiye ulaşılamamıştır ve seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi yoktur. Dolayısıyla, Endonezya için SAGP hipotezi geçerli değildir. Kırılgan beşli ülkelerinin merkez bankalarının enflasyon hedeflemesi rejimine dayalı bir para politikası yürüttüğü dikkate alındığında, bu ülkelerde reel döviz kuru oynaklıklarının yaratacağı risklerin ortadan kaldırılmasında merkez bankalarının önlem alma şansının olmadığı söylenebilir. Sonuç olarak, reel döviz kurunun uzun dönem denge değeri etrafında istikrarlı bir şekilde dalgalanması merkez bankalarının politika bağımsızlığına kavuşmaları açısından hayati derecede önemlidir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Kırılgan Beşli, Eş-bütünleşme

Abstract: Due to price stability has been a privileged macro-economic target, the validity of purchasing power parity (PPP) hypothesis attracted more attentions in recent studies. The aim of this study is to examine the validity of purchasing power parity hypothesis for emerging markets (India, Brazil, Indonesia, Turkey, and South Africa) which are called “fragile five” by using the method of co-integration in the the period of 2003:1-2013:8. Then, the data covers monthly series of nominal exchange rates and consumer price indices for fragile five and consumer price index for the US. Findings of the study illustrated that there is a long term relationship between the nominal exchange rates and consumer price indices of Brazil, India, South Africa, Turkey and consumer price indices of the US. Thus the linear integration of the series are stationary and strongly validity of purchasing power parity is current. However, results of the analysis points out an exception for Indonesia that the long term relationship between the variables does not exist and series are not co-integrated. So, the hypothesis of purchasing power parity is rejected for Indonesia. It can be argued that the Central Banks of Fragile five countries are not capable of coping with risks crated by fluctuations in the real exchange rates, because they implement inflation targeting regime. As a result, the fluctuations of the real exchange rate around its long term equilibrium value has crucial importance for the central banks' political sovereignty.

Key Words: Purchasing Power Parity, Fragile Five, Co-integration.

1. GİRİŞ

1980'lerin başlarında iktisat literatüründe yaygın bir biçimde Yükselen Piyasa Ekonomisi (Emerging Market Economy) kavramı kullanır hale gelmiştir. Günümüzde de bu ekonomilere yönelik olarak birçok çalışma gerçekleştirilmektedir. Bir dizi yapısal reformlar yoluyla gelir dağılımında adaleti sağlamak, endüstriyel ve sosyal alt yapıyı geliştirmek, demografik sorunları ortadan kaldırmak adına ekonomilerini küresel ekonomi ile entegre etmede başarı sağlayarak kişi başına gelir düzeylerini önemli ölçüde yükselten ve makro ekonomik göstergelerinde görece olarak iyileşme gösteren ekonomiler¹ bu gruba dahil edilmektedirler.

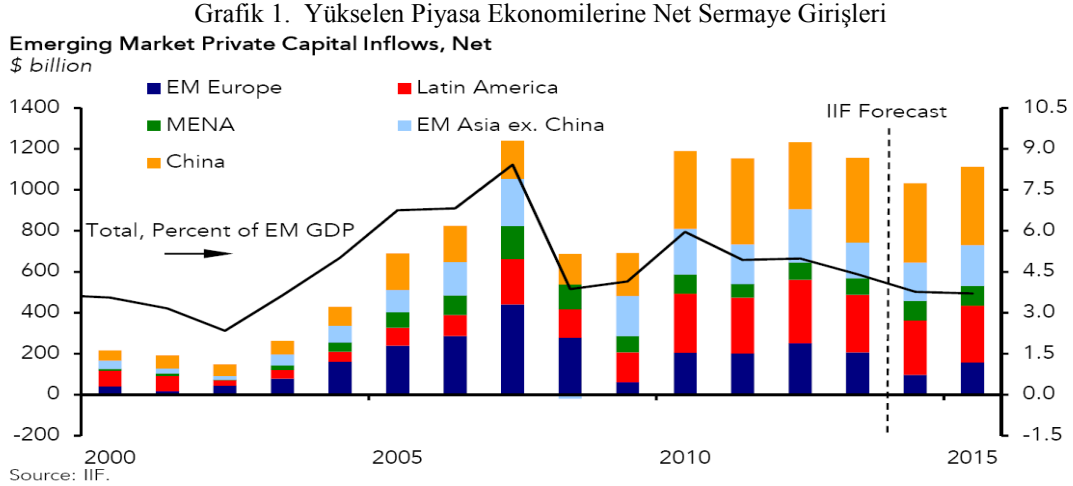
Yükselen Piyasa Ekonomisi sınıflandırmasında yer alan ülkeleri kapsayan “kırılgan beşli” ülke gruplandırılması da, ilk kez Morgan Stanley'in 2013 yılının ağustos ayında yayınlanan ekonomi raporunda yapılmıştır. Bu raporda kırılgan beşli olarak adlandırılan ülkeler arasında Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika yer almıştır. 2013 yılının mayıs ayında ABD Merkez Bankası'nın (FED) tahvil alımlarını azaltacağına yönelik açıklamasının hemen ardından, gelişen piyasa ekonomilerine giren yabancı sermaye akımlarında azalmalar başlamış, bununla kalmayıp çıkışa dönüşmüş ve bu ülkelerin paraları önemli ölçüde değer kaybına uğramıştır. Bu beş ülkenin kırılgan beşli olarak adlandırılmasının arkasında yatan nedenler arasında,

- 1) Cari açığın GSYİH'ya oranının yüksek oluşu,
- 2) Büyüme oranındaki performans düşüklüğü (büyüme oranları pozitif olsa dahi gerilemenin yaşanması),
- 3) Sonraki dönemlere ilişkin dış finansman ihtiyacının artması

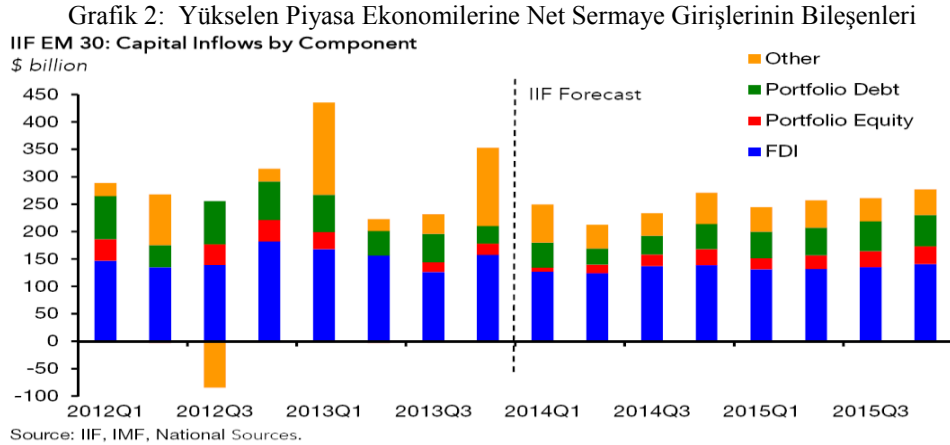
¹ Yükselen Piyasa Ekonomileri arasında yer alan ve 2013 yılından sonra” kırılgan beşli” olarak adlandırılan ülkelerin 2002-2013 yılları arası makro ekonomik göstergeleri Ek 1'de yer almaktadır.

4) Ülkelerin ekonomi dışı alanlarda potansiyel risklerin oluşması (örneğin iç siyasi koşulları) gibi faktörler yatmaktadır (Eğilmez 2013a, Eğilmez 2013b, Eğilmez 2014, Erşin 2014).

Grafikten 1'den de görüleceği üzere, yükselen piyasa ekonomilerine 2005 yılından itibaren net sermaye girişlerinde ciddi artışlar yaşanmıştır. Bunun arkasında FED'in izlediği parasal genişlemeye dayalı politikalar ve yükselen piyasa ekonomilerdeki olumlu iç iktisadi görünüm etkili olmuştur. Ancak, 2008 yılında başlayan küresel kriz ile birlikte net sermaye girişlerinde önemli azalmalar gözlenmiştir. 2010 yılı itibariyle özellikle Çin ve Latin Amerika ülkelerinde net sermaye girişlerinde belirgin olmak üzere artış eğilimi ortaya çıkmıştır. Buna karşın 2013 ortalarında FED'in parasal genişletmeyi azaltması ile birlikte bu artış eğilimi yerini, zayıflamaya bırakmıştır. Bu durumun özellikle, yükselen piyasa ekonomilerine yönelik sermaye girişlerinin bileşenlerine bakıldığında 2013 yılının ortalarında portfolyo yatırımlarında önemli bir düşüş şeklinde ortaya çıktığı anlaşılmaktadır (Grafik 2).



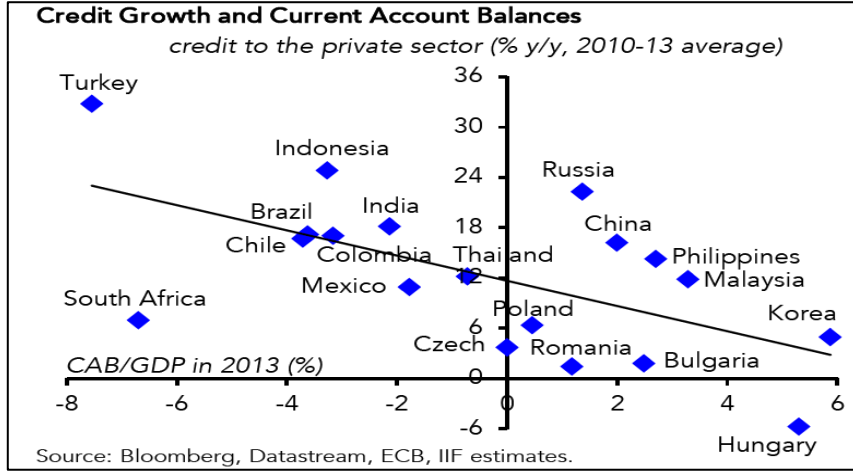
Kaynak: IIF, 2014b



Kaynak: IIF, 2014b

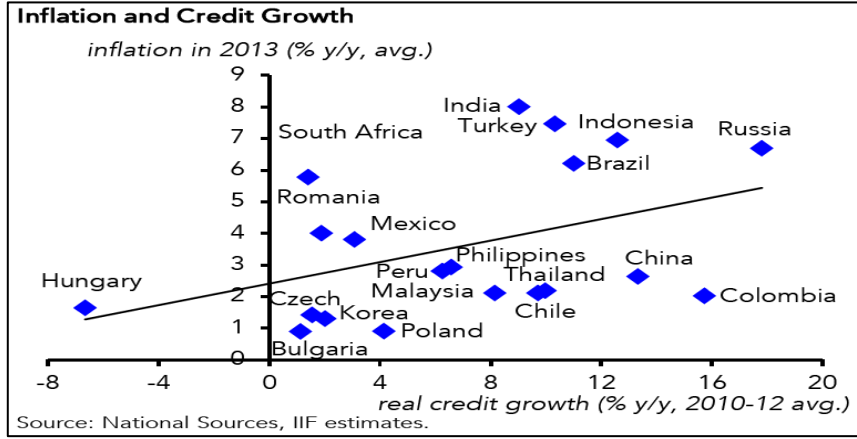
Son yıllarda, ülkeler arasında farklılıklar olmasına rağmen, bozulan potansiyel büyüme oranları ve buna karşılık hızlı talep artışları, birçok gelişen piyasa ekonomilerinde ısınma belirtilerine neden olmuştur. Grafik 3 ve Grafik 4'ten de görüleceği üzere Brezilya, Endonezya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye gibi 2010-13 dönemi boyunca yüksek kredi büyümesine sahip olan ülkeler, büyük cari açıkları ve yüksek enflasyon oranları ile karşılaşmışlardır. Geçtiğimiz yıl, yaşanan gelişmeler nedeniyle dış finansman ortamı bu ülkeler açısından daha zorlu hale gelmiştir.

Grafik 3: Kredi Büyümesi ve Cari İşlemler Dengesi



Kaynak: IIF, 2014a

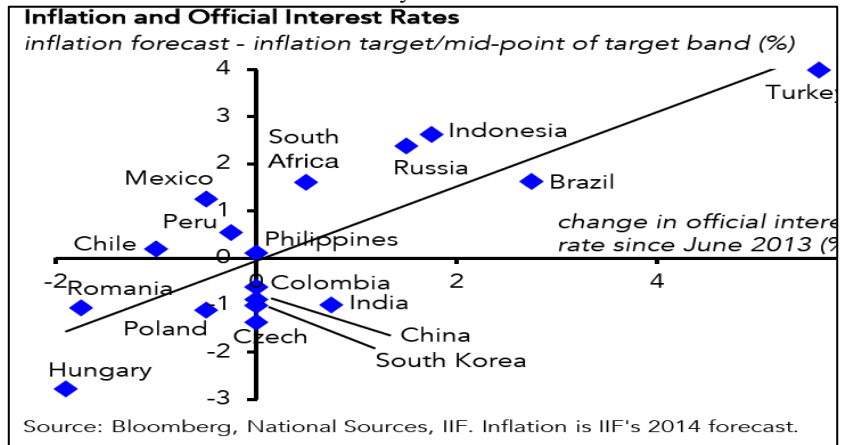
Grafik 3: Enflasyon ve Kredi Büyümesi



Kaynak: IIF, 2014a

FED'in parasal genişlemeden çıkacağıın ilk adımlarının atılmaya başlandığı 2013'ün mayıs ayından itibaren verim eğrisini yukarı taşıyarak, gelişen piyasa ekonomilerinde, özellikle bu kırılgan beşlide, dış finansman ortamı daha zorlu hale gelmeye başlamıştır. Bu gelişmeler ışığında, bu aşırı ısınma belirtilerinden kaynaklanan dengesizlikleri azaltmak ve yüksek enflasyon oranlarını düşürmek amacıyla sıkılaştırıcı politikalar gündeme gelmiştir. Yüksek bütçe açıklarına sahip bazı ülkeler sıkılaştırıcı maliye politikasını uygulamaya sokmuşlardır. Ancak kırılgan beşli ülkelerinde var olan ekonomi alanı dışındaki siyasi koşullar (örneğin seçimlerin yapılacak olması) sıkılaştırma yükünün merkez bankaları tarafından üstlenilmesine neden olmuştur. Haziran 2013'ten sonra gelişen piyasa ekonomileri merkez bankaları faiz oranlarını artırma yoluna gitmişlerdir. Özellikle, kırılgan beşlide bu noktada bir ayrışma olduğu Grafik 5'ten de görülmektedir.

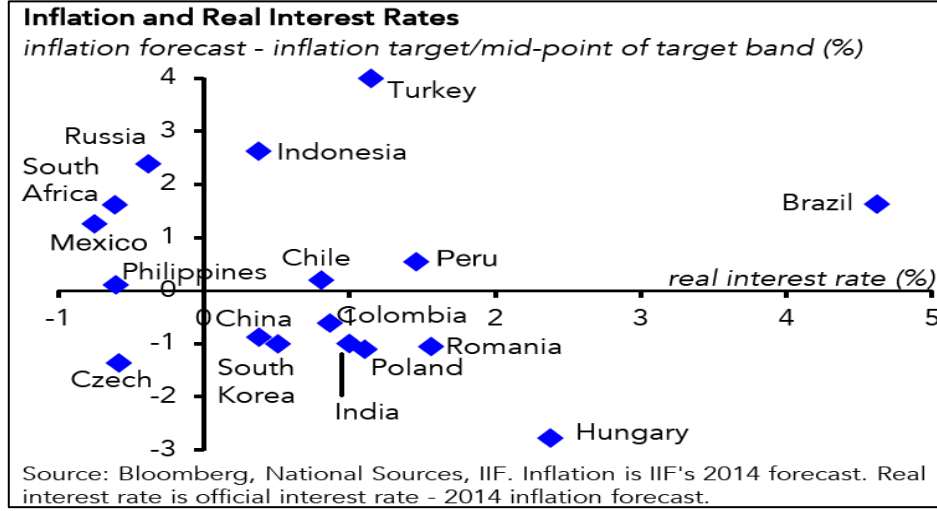
Grafik 5. Enflasyon ve Faiz Oranları



Kaynak: IIF, 2014a

Enflasyonist baskıların derecesi, ödemeler bilançosu kırılganlıkları (örneğin cari açık oranları) ve merkez bankası kredibilitesi gibi faktörler, ülkeler arasında politika tepkisinin farklılaşmasına yol açmıştır. Başlangıçta, enflasyonun beklentilerin üzerinde gerçekleşmesi sonucunda, döviz kurundaki artışı frenlemek, politikanın güvenilirliğini artırmak ve dış finansman ihtiyacını karşılamadaki güçlükleri ortadan kaldırmak için Brezilya, Hindistan ve Endonezya faiz oranlarını artırmıştır. Buna karşın Türkiye gibi, bazı ülkeler sıkılaştırma politikasındaki gecikmeler nedeniyle yüksek oranlarda ülke paralarının değer kayıplarına maruz kalmışlardır. Güney Afrika büyüme potansiyelini sekteye uğratmamak adına başlangıçta faiz artırmazken, enflasyonist baskıların artması karşısında faiz oranlarını gecikmeli olarak da olsa artırmak zorunda kalmıştır. Buna karşılık enflasyonist baskıların düşük olduğu Şili ve Merkez Avrupa ülkeleri büyüme için faiz oranlarını düşürebilmişlerdir.

Grafik 6: Enflasyon ve Reel Faiz Oranı



Kaynak: IIF, 2014a

Gelişen piyasa ekonomilerinin bazılarında ortaya çıkan, özellikle kırılgan beşlide daha belirgin olan, enflasyonist sürecin arkasında yatan önemli unsur, FED'in izlediği para politikasındaki anlayış değişikliği ile sermaye çıkışlarının döviz kurları üzerinde yarattığı baskı olmuştur. Çünkü döviz kuru değişiklikleri para politikası aktarma mekanizmasında önemli rol oynamakta ve tüketici fiyatları üzerinde önemli etki oluşturmaktadır. Enflasyon hedeflemesi rejiminde, şayet enflasyonun hedefin üzerinde gerçekleşeceği beklentileri oluşmuşsa, reel faiz oranlarının en azından pozitif olması gerekmektedir. Bu açıdan, Grafik 6'dan da görüleceği üzere, Brezilya, Türkiye ve Endonezya, Güney Afrika'dan daha düşük enflasyon oranlarına sahip olsa dahi daha yüksek reel faiz politikası uygulayarak ayırmıştır.

Sermaye hareketlerinin serbest olduğu günümüz küresel ekonomi koşullarında, ülke ekonomileri oluşan şoklara karşı özellikle para politikalarında kurala dayalı anlayışı benimseme eğilimine girmişlerdir. Kurala dayalı politika anlayışının temelinde merkez bankalarının para politikası bağlamında bağımsız olmaları düşüncesi yatmaktadır. Bu politika anlayışı çerçevesinde satın alma gücü paritesi (SAGP) hipotezi, önemli bir çalışma konusu haline gelmiştir.

SAGP, ilk defa Cassel (1918) tarafından ele alınmıştır. Bu hipotez, iki ülke arasındaki reel döviz kurlarının uzun dönemde dengede olmasını gerektirmektedir. Bunun anlamı, sabit bir mal ve hizmet sepeti için iki ülkedeki döviz kurlarının, fiyat düzeyleri oranına eşit olmasıdır (Chang ve diğ., 2012).

Uluslararası mal piyasaları açısından bakıldığında ortaya çıkan arbitraj imkanı, SAGP teorisinin arkasındaki en önemli unsurdur. SAGP'nin özündeki temel fikir, reel döviz kurunun uzun dönemde sabit bir denge değerine yaklaşacağı şeklindedir. Bu konu ile ilgili çalışmalar hem iktisatçılar için, hem de politika yapımcılar için kritik öneme sahiptir. Özellikle durağan olmayan bir reel kur serisi, nominal döviz kuru, yurt içi fiyat düzeyi ve yurt dışı fiyat düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını ortaya koymakta ve SAGP hipotezinin geçersiz olduğunu göstermektedir. SAGP hipotezinin geçersiz olması da para politikasının etkin olmaktan çıktığına işaret etmektedir. Çünkü politika otoritesi SAGP hipotezini geçerli kılmak için dikkatini döviz kurlarına yöneltmek zorunda kalacaktır (Snaith, 2012). Holmes ve diğ. (2012)'e göre, SAGP hipotezi politika yapımcılar açısından iki nedenle önemlidir. Birincisi; yurt dışı enflasyon oranına kıyasla yüksek yurt içi enflasyon oranına sahip olan ülkelerde, döviz kurunun aşırı belirli olup olmadığını ortaya koymak için kullanılır. İkincisi; döviz kuru belirleme modellerinin temelini oluşturmakta olup, bu modellerde döviz kuru belirlenirken temel bir varsayım olarak kabul edilmektedir (Karoglou ve Morley, 2012).

Çalışma aşağıdaki gibi organize edilmektedir. Çalışmanın ikinci bölümünde ilgili literatürdeki çalışmalara ve bu çalışmaların bulgularına yer verilmektedir. Üçüncü bölümde de döviz kuru belirleme modellerinden SAGP teorik olarak ortaya konmaktadır. Dördüncü bölümde ise çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem ve yöntemde kullanılan değişkenlere ve bu değişkenlere ait veri setine, ayrıca çalışmadan elde edilen bulgulara yer verilmektedir. Son bölümde de, bu bulgulara dayalı olarak sonuç ve politika önerilerine yer verilmektedir.

2. LİTERATÜR

Taylor (2006), SAGP teorisinin geçerliliğinin 1970’li yıllarda yaygın olduğunu, 1980’li yıllarda ise yaygın olmadığını ileri sürmüştür. Ancak, son yıllarda yapılan çalışmalarda ise SAGP teorisinin oldukça güçlü bir şekilde desteklendiği görülmektedir (Karoglou ve Morley, 2012). Bununla birlikte hipotezin geçerliliğinin sadece kullanılan ekonometrik yöntemlere bağlı olmadığı, aynı zamanda ele alınan zaman aralığının da etkili olduğu görülmektedir.

Döviz kurlarının belirlenmesi modellerinden biri olan SAGP, birkaç açıdan önem arz etmektedir. Döviz kurlarının uzun dönemde ortalamaya dönme eğiliminde olup olmaması ve SAGP hipotezinin geçerli olup olmamasından kaynaklanmaktadır (Gözcü, 2011). Çünkü SAGP, döviz kurlarının uzun dönem denge değeri için nominal çıpa olarak alınabilmekte ve reel döviz kurlarındaki kalıcılığın belirlenmesinde kullanılabilir (Rogoff, 1996). Eğer reel döviz kuru yüksek derecede kalıcı ise, ekonominin reel sektörlerini etkileyen şokların, kalıcı etkiye sahip olan tercihler ve teknoloji ile ilgili olduğu söylenebilir (Telatar ve Hasanov, 2009). Öte yandan eğer reel döviz kuru düşük düzeyde kalıcı ise oluşan şokların toplam talep kaynaklı olduğu bulgusuna ulaşılabilir. Son olarak, SAGP teorisi ülkeler arasında gelir farklılıkları olup olmadığını ortaya konmasında kullanılmaktadır. Ülkeler arasında sağlıklı refah karşılaştırmasının yapılabilmesi için SAGP hipotezinin geçerli olması gerekmektedir (Sarno ve Taylor, 2002).

Breitung ve Candelon (2005), Asya ve Latin Amerika’da geniş bir ülke grubunu ele alarak, Meksika ve Asya krizlerinin SAGP hipotezinin geçerliliğini ne yönde etkilediğini araştırmışlardır. Çalışmalarında, esnek döviz kuru sistemini benimseyen Asya ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerli olduğu, ancak ABD Dolarını referans para birimi olarak kabul eden Güney ve Latin Amerika ülkelerinde ise SAGP hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, Meksika ve Asya krizlerinin SAGP hipotezinin geçerliliğini olumsuz etkilediği vurgulanmıştır.

Payne ve diğ. (2005), geçiş ekonomilerinden biri olarak kabul gören Hırvatistan için birim kök testleri ile SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığını incelemişlerdir. Yapısal kırılmalara izin veren birim kök testleri sonuçlarının piyasa ekonomisine geçiş aşamasında olan Hırvatistan’da SAGP hipotezinin geçerliliği yönünde kanıtlar sunmadığı sonucuna varmışlardır.

Sayyan (2005), 1982-2004 dönemi için aylık veriler ile vektör hata düzeltme modeli ve eş-bütünleşme testini kullanarak, Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırmıştır. Çalışmada Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Alba ve Papell (2005) çalışmalarında, 1976-2002 dönemine ait verileri kullanarak, 84 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için SAGP hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Aylık veriler kullanılarak, panel birim kök yaklaşımı uygulanmış ve Avrupa ile Latin Amerika’da SAGP hipotezi geçerli olurken, Afrika ve Asya’da geçersiz olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Benassy ve diğ. (2005), G20 ülkeleri için yapmış oldukları çalışmalarında, 1980-2001 dönemine ait yıllık verileri kullanmışlardır. Panel birim kök ve panel eş-bütünleşme testleri uygulanarak elde edilen sonuçlar, reel döviz kurunda önemli sapmaların olduğunu ve SAGP hipotezinin geçerli olmadığını göstermiştir.

Çağlayan ve Saçaklı (2006) çalışmalarında, Türkiye ile Birleşik Krallık arasında SAGP hipotezinin geçerliliğinin analizi için 1995-2004 dönemine ait aylık veriler kullanarak, birim kök testleri ile hata düzeltme modeli uygulanmıştır. Elde edilen bulgular, bu iki ülke arasında SAGP hipotezinin geçersiz olduğunu ortaya koymuştur.

Doğanlar (2006), 1995:01-2002:12 dönemi için Engle-Granger ve Phillips-Hansen testlerini kullanarak Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan ekonomilerinde SAGP hipotezinin geçersiz olduğunu belirtmiştir.

Şak (2006) çalışmasında, 1996-2006 dönemine ait aylık veriler yardımıyla panel birim kök ve panel eş-bütünleşme testlerini kullanarak, 27 OECD ülkesi için SAGP hipotezinin geçerliliğini destekler nitelikte kanıtlar sunamamıştır.

Wallace ve Shelley (2006), Fisher ve Seater yöntemini Taylor’un veri setine uygulayarak yaptıkları çalışmalarında, SAGP lehinde güçlü kanıtlara ulaşmışlardır. Ayrıca, Fisher ve Seater test istatistiklerinin örneklem çapına ilişkin olarak bozulmalara sahip olduğunu ve daha geniş çaplı örneklemelerde sağlıklı sonuçlar ürettiğini belirtmişlerdir.

Aslan ve Kanbur (2007), kırılmalar dikkate alınarak 1982:01-2001:01 ve 2001:01-2005:12 iki ayrı dönemler itibarıyla 1982-2005 arası kapsayan bir dönemde Türkiye için SAGP’nin geçerliliğini araştırmış, birim kök ve eş-bütünleşme testleri sonucunda her iki dönem de de hipotezin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

Tatoğlu (2009), 1977-2004 döneminde 25 OECD ülkesinde Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin geçerliliğini sınamak için panel durağanlık testleri uygulamış, yapısal kırılmanın olduğu ve olmadığı durumlar da ele alınarak, yapısal kırılma dikkate alınmadan yapılan birim kök testlerinde sadece 10 ülkede SAGP teorisi geçerli iken, kırılmalar dikkate alındığında teorisin ülkelerin tamamında geçerli olduğu görülmüştür.

Telatar ve Hasanov (2009), Bağımsız Devletler Topluluğu ülkeleri için SAGP hipotezinin geçerliliğini incelemişlerdir. Çalışmada ele alınan ülkeler için reel döviz kurunun durağan olup olmadığı araştırılmış ve bu ülkelerin yapısal değişim sürecinden geçtikleri belirtilmiştir. Analizde hem geleneksel birim kök testleri hem de serilerde yapısal kırılmalara izin veren doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, yapısal kırılmalara izin veren doğrusal olmayan birim kök testlerinin örneklem ülkelerinin çoğunda SAGP hipotezi lehinde sonuçlar ürettiğini ortaya koymuştur.

Sollis (2009), Nordik ülkeleri için reel döviz kurunun durağan olup olmadığını Asimetrik Yumuşak Geçişli Oto Regresif modele dayanan birim kök testini kullanarak araştırmış ve çalışmada kullanılan yeni test tekniğinin geleneksel yöntemlere göre daha sağlıklı sonuçlar ürettiğini vurgulamıştır.

Bozoklu ve Yılandıcı (2010), 1995:01- 2009:12 döneminde Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye için satın alma gücü paritesinin geçerliliğini analiz etmek amacıyla, yapısal kırılmalı birim kök testini kullanmışlardır. Çin ve Meksika dışındaki ülkelerde satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

Chang ve diğ. (2011), G-7 ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliği için 1994-2010 dönemini kapsayan aylık veriler kullanarak, serilerde asimetrik uyum özelliklerine izin veren eşik eş-bütünleşme yöntemini uygulamışlardır. Kanada hariç, diğer ülkelerde SAGP hipotezinin geçerli ve uyum mekanizmasının asimetrik olduğu sonucuna varılmıştır.

Gözgör (2011), Türkiye ve temel ticari partnerleri arasında SAGP hipotezinin geçerliliğini araştırdığı çalışmada, yatay kesit bağımlılık veya bağımsızlığın önemli olduğu panel birim kök testlerinin ya da homojen veya heterojen birim kök testlerinin kullanımının uygun olduğunu göstermiş ve Türkiye ile önemli ticari ortakları arasında incelenen örneklem aralığında SAGP hipotezinin geçerli olduğunu belirtmiştir.

Güloğlu ve diğ. (2011), kırılmalı panel birim kök testini kullanarak Türkiye ve Türkiye'nin yoğun bir biçimde dış ticaret yaptığı 18 ülke arasında 1991-2008 döneminde SAGP hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Holmes ve diğ.(2012) yapmış olduğu çalışmada, 1972-2008 dönemine ait aylık veriler ile kırılmalı panel birim kök testi kullanarak, incelediği OECD ülkelerinden 26 tanesinde SAGP hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Yıldırım ve Yıldırım (2012) çalışmasında, birim kök testlerini kullanılarak, 1990-2009 dönemi için Türkiye'de SAGP hipotezinin geçersiz olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

Sadoveanu ve Ghiba (2012), Orta Avrupa Ekonomileri (Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Polonya ve Romanya) için SAGP hipotezinin geçerliliğini araştırdıkları çalışmalarında, nominal döviz kuru ile fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada farklı fiyat endeksleri kullanıldığında, sonuçların ülkeden ülkeye farklılaştığı bulgusuna ulaşmışlardır.

Snaith (2012), 15 OECD ülkesi için düzey ve trend kırılmaları izin veren panel birim kök testlerini kullanarak, SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmek istemiştir. Yapısal kırılmaların varlığında reel kur üzerinde para birimlerinin ve fiyat endekslerinin etkisinin olduğunu görmüştür. Ayrıca, serilerdeki kırılmaların önemi vurgulanmıştır.

Karoglou ve Morley (2012), ekonomideki asimetrik şokların SAGP hipotezinin geçerliliği üzerinde doğrusal olmayan etkilere sahip olup olmadığını araştırdıkları çalışmalarında, son dönemlerde geliştirilen ve örnekleme alt gruplara ayırmayı sağlayan ekonometrik analiz yöntemlerini kullanmışlardır. Elde edilen bulgular, SAGP hipotezinin bazı alt dönemlerde geçerli olduğunu ancak bunun da ülkelerde benimsenen döviz kuru rejimlerine bağlı olduğunu göstermiştir.

Liu ve diğ. (2012), geçiş ülkeleri için SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmek amacıyla, doğrusal olmayan eşik birim kök testlerini kullanmışlar, sadece Romanya'da hipotezin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Ayrıca, SAGP hipotezine doğru uyum sürecinin doğrusal olmayan karakteristik yapılar sergilediğini vurgulamışlardır.

Chang ve diğ. (2012), 8 ASEAN ülkesi için SAGP hipotezinin geçerliliğini araştırdıkları çalışmalarında Sollis (2009) tarafından geliştirilen AESTAR metodolojisini kullanmışlar ve hipotezin geçerliliği lehinde güçlü kanıtlar bulmuşlardır.

Özcan (2012), G7 ülkeleri için 1980-2010 dönemi boyunca yatay kesit bağımlılığı ve çoklu yapısal kırılma durumunu dikkate alan PANKPSS testini kullanarak, SAGP'nin geçerliliğini sınamıştır. Çalışmanın sonuçları, SAGP'nin geçerliliğini teyit etmektedir.

Korkmaz ve diğ. (2013), SAGP hipotezinin geçerliliğini Azerbaycan, Kırgızistan ve Kazakistan için araştırdıkları çalışmalarında, geleneksel birim kök testleri yanında serilerde yapısal kırılmalara izin veren birim kök testlerini de kullanmışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre; geleneksel birim kök testleri SAGP hipotezinin geçerli olmadığı yönünde kanıtlar sunarken, yapısal kırılmalara izin veren birim kök testleri SAGP hipotezinin geçerliliği yönünde kanıtlar sunmaktadır.

Yıldırım ve diğ. (2013), yıllık veriler kullanarak zaman serisi ve panel veri analizleri ile Türkiye'de 1960-2012 döneminde SAGP hipotezinin geçersiz olduğunu, bunun aksine AB-15 ve G-8 ülkelerinde 1975-2012 döneminde ve OECD ülkelerinde 1980-2012 döneminde bu hipotezin geçerli olduğunu ortaya koymuşlardır.

Ağayev (2013), reel döviz kuru serilerinin durağanlık özellikleri doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri kullanarak SAGP hipotezinin geçerliliğini Kazakistan için incelemiştir. Bu amaçla, Kazakistan ulusal parası Tenge'nin (KZT) on üç farklı reel kuru, Ocak 1995 – Aralık 2012 dönemine ait aylık veri seti kullanılarak çeşitli birim kök testi incelemelerine tabi tutulmuştur. Bazı testlere göre, örneğin ADF testi sonuçlarına göre KZT'ye ait on üç reel döviz kurundan beşinin durağan olmadığı sonucuna varılmıştır.

Yukarıda sözü edilen çalışmalardan hareketle SAGP ile ilgili olarak literatürde farklı ekonometrik yöntemlerin kullanıldığı çok sayıda çalışmanın olduğu söylenebilir. Bu çalışmayı diğerlerinden ayrı kılan en önemli nokta, kullanılan ülke grubunun sahip olduğu benzer yapısal ekonomik özelliklerdir. Literatürde “kırılgan beşli” ile ilgili olarak SAGP'nin geçerliliğinin henüz araştırılmamış olması ayrı bir motivasyon kaynağıdır. Ayrıca bu ülkelerin enflasyon hedeflemesi rejimi benimsemesi ve ulusal merkez bankalarının bağımsız para politikası uygulama olanağına sahip olup olmamasının ortaya konması bakımından SAGP'nin geçerliliği önemli bir noktadır. Dolayısıyla “kırılgan beşli”de SAGP geçerli ise, ulusal merkez bankaları politika uygulanması anlamında bağımsızdırlar. Özellikle, fiyat istikrarı hedefinin daha öncelikli hale geldiği günümüzde SAGP'nin geçerliliği, daha fazla ilgi uyandırmaya başlamıştır. Bu çalışmanın, yükselen piyasa ekonomileri arasında yer alan ve son yıllarda kırılgan beşli olarak adlandırılan ülkelerde

SAGP geçerliliğinin araştırılmasına yönelik olduğu ve ayrıca çalışmada eş-bütünleşme yönteminin de kullanıldığı dikkate alındığında, literatüre katkı yapacağı beklenmektedir.

3. TEORİK MODEL

Döviz kurlarının belirlenme yaklaşımlardan biri olan SAGP, fiyat farklılıklarının ortaya çıkardığı getiriden yararlanmak üzere yapılan arbitraj işlemlerinin sonucu olan Tek Fiyat Kanunu'nu referans olarak almaktadır. Tek Fiyat Kanunu, serbest dış ticaret, sıfır taşıma maliyetleri, tam bilgi, fiyat katılıklarının bulunması, ekonominin tam istihdam seviyesinde olması, ülke paralarının tam konvertible olması gibi varsayımlar altında geçerlidir. Tek Fiyat Kanunu'na göre, bu varsayımlar altında dış ticarete konu olan mallar için yurt içi fiyat ile ulusal para birimi cinsinden yurt dışı fiyat zaman içinde eşitlenme eğilimindedir (Sadoveanu ve Ghiba, 2012).

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^*, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

Burada; $P_{i,t}$, i . malın ulusal para birimi cinsinden t anındaki fiyatını, $P_{i,t}^*$ aynı malın yabancı para birimi cinsinden t anındaki fiyatını ve S_t de t anındaki nominal döviz kurunu göstermektedir. Dış ticarete konu olan tüm mallar için SAGP denklem (2)'deki gibi ifade edilebilir.

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i P_{i,t} = S_t \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{i,t}^* \quad (2)$$

Burada, α_i toplamı birime eşit olan ve fiyat endeksinde yer alan mallara verilen ağırlıkları gösteren parametredir. SAGP'den sapmaları içeren diğer etkenler de dikkate alınarak (2) denklemi logaritmik formda aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$s_t = p_t - p_t^* + d_t \quad (3)$$

Burada, tüm değişkenler logaritmik formda olmak üzere, s_t nominal döviz kuru, p_t yurt içi fiyat endeksi, p_t^* yurt dışı fiyat düzeyi ve d_t diğer faktörlerin etkileri (örneğin taşıma maliyetleri) nedeniyle ortaya çıkan sapmaları gösteren terimdir. Reel döviz kurundaki dalgalanmalara ilişkin sapmalar ve bu sapmaların neden olduğu ilişki aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (4)$$

Bu denklemde, q_t reel döviz kurunu tanımlamaktadır. Bu denkleme göre reel döviz kuru, nominal döviz kuru ile yurt dışı fiyat endeksinin toplamından yurt içi fiyat endeksinin çıkarılması ile hesaplanmaktadır. SAGP'nin öngördüğü denge kur seviyesinden sapmaları, reel döviz kuru sapmaları olarak değerlendirmek gerekmektedir. Yurtiçi fiyatlar, yurtdışı fiyatlardan daha yüksek gerçekleştiğinde reel döviz kuru cari döviz kurunun altına düşer (yerli para değer kazanır), ülkenin rekabet gücü azalır, dış ticaret dengesinde kötüleşme ortaya çıkar. Serbest dış ticaret akımlarına ve yukarıda belirtilen varsayımlara bağlı olarak, reel döviz kuru ortalamaya dönme eğilimine girer. Diğer bir ifadeyle, (4) numaralı denklemde yer alan reel döviz kurunun durağan süreç olması, ya da nominal döviz kuru ve fiyat düzeyleri arasında uzun dönemli ilişkinin olması, ilgili ekonomide SAGP hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Literatürde, SAGP'nin geçerliliği iki farklı biçimde ele alınmaktadır. Bunlardan birincisi zayıf formda geçerlilik iken ikincisi güçlü formda geçerliliktir. Zayıf formda geçerlilik için yaygın olarak birim kök testleri kullanılırken, güçlü formda geçerlilik için eş-bütünleşme tekniği kullanılmaktadır (Sadoveanu ve Ghiba, 2012). Bu çalışmada güçlü formda SAGP hipotezi ele alınmakta ve kırılğan beşli'de analiz edilmektedir.

4. EKONOMETRİK YÖNTEM, VERİ SETİ ve AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde, SAGP'nin kırılğan beşlide geçerliliğini sınamada kullanılan ekonometrik yöntem, veri ve çalışmanın bulguları yer verilmektedir.

4.1 Ekonometrik Yöntem

Nelson ve Plosser (1982)'ye göre makroekonomik değişkenler genellikle durağan değildirler. İktisadi analizlerde kullanılan zaman serilerinin durağan olmaması halinde kurulan regresyonlar yanıltıcı sonuçlar üretmekte ve sahte regresyonlar olarak adlandırılmaktadırlar. Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyorsa ilgili zaman serisi durağan bir süreçtir. Analizlerde yaygın olarak kullanılan birim kök testlerinden biri Dickey-Fuller (1982) tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller (ADF) testidir. Bu test, aşağıda belirtilen üç farklı denklem ile ifade edilmektedir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

Burada, ilgilenilen serinin sabit ve trendsiz, sabitsiz ve trendsiz ve sabit ve trendli olup olmamasına göre ADF testi yapılır. Yukarıdaki denklemlerde, Δy_t durağanlık analizi yapılan serinin birinci farkını, Δy_{t-i} gecikmeli fark terimlerini, t zaman trendini, k Akaike Bilgi Kriteri (AIC)’ye göre belirlenen optimal gecikme uzunluğunu, u_t ortalaması sıfır ve varyansı sabit ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata terimini göstermektedir. ADF testinde ρ katsayı değerinin istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığı test edilmektedir. Eğer boşluk hipotezi red edilemezse seri durağan değildir. Boşluk hipotezinin red edilmesi halinde ise seri durağandır.

Diğer yandan makroekonomi literatüründe en önemli noktalardan biri, birden fazla zaman serisi arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmamasıdır. Zaman serileri arasında uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığı Engle-Granger (1987) tarafından ortaya atılan eş-bütünleşme analizi ile incelenmektedir. Engle-Granger (1987), durağan olmayan iki ya da daha fazla serinin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini ileri sürmektedir. Bu durumda, durağan olmayan serilerin doğrusal bileşimleri durağansa bu serilerin eş bütünleşik oldukları söylenebilir. Eş-bütünleşme analizlerinde en çok kullanılan teknikler, Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990)’dir.

Engle-Granger (1987)’ye göre, eş-bütünleşme analizi için öncelikle ilişkili oldukları düşünülen serilerin en küçük kareler (EKK) yöntemi ile regresyonları tahmin edilir. Daha sonra bu regresyonlardan elde edilen hata terimlerinin düzey değerlerinin birim kök içerip içermediğine bakılır. Hata terimlerinin düzey değerlerinin durağan olması halinde seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu hipotezi kabul edilir. Eş-bütünleşme analizlerinde yaygın olarak kullanılan bir başka teknik de Johansen-Juselius (1990) tarafından ileri sürülmüştür. Bu teknik, p dereceden bir vektör oto regresif süreçten hareketle açıklanabilir.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada; y_t durağan olmayan $I(1)$ değişkenlerinin bir k vektörünü; x_t deterministik değişkenlerin bir d vektörünü; ε_t ise hata terimi vektörünü göstermektedir. (8) denkleminin birinci farkı alındığında ilgili vektör oto regresif süreç aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad (10)$$

$$\tau_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (11)$$

Burada, eş-bütünleşme hipotezi $\pi = \alpha\beta'$ biçiminde ifade edilebilir. α ve β' (kxr) boyutlu ve rankı r olan iki matrisi temsil eder. Bu iki matristen hareketle eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesinde kullanılacak iki test aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \left[\ln(1 - \hat{\lambda}_i) \right] \quad (12)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (13)$$

Buradaki (12) nolu denklemde yer alan λ_i , matrislerden elde edilen karakteristik kökler ya da özdeğerler, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Genel bir alternatife karşı r 'ye eşit veya daha az sayıda eş-bütünleşme vektörü olduğunu ileri süren temel hipotez değerlendirilir. Tüm karakteristik köklerin değeri istatistiksel olarak sıfır olduğunda testin değeri de sıfır olmaktadır. (13) nolu denklem ise, temel hipotezde r kadar eş-bütünleşme vektörü olduğu hipotezi, $r+1$ eş-bütünleşme vektörü olduğunu ileri süren alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Karakteristik kökler istatistiksel olarak sıfıra eşitse, λ_{max} değeri küçük olacaktır. Literatürdeki yaygın kanı hem iz istatistik testinin

hem de maksimum öz değer istatistik testinin aynı yönde sonuç vereceği şeklindedir. Analizde kullanılan kırılğan beşli ülkelerine ait serilerin durağanlık analiz sonuçları ve eş bütünleşme ilişkilerine ait bulgular aşağıdaki gibidir.

4.2. Veri ve Ampirik Bulgular

Bu çalışmada kırılğan beşli ülkelere ait nominal döviz kuru, yurtiçi tüfe ve ABD ekonomisine ait tüfe değerleri 2003:1 ve 2013:8 dönemine ait aylık veri setinden oluşmaktadır. İlgili veri seti IFS (Uluslararası finansal istatistik)'ten elde edilmiştir. Ülke ekonomilerine ait verilere ilişkin ADF birim kök testi sonuçları Tablo 1'de görülmektedir.

Tablo 1: Kırılğan beşliye ait nominal kur, tüfe ve ABD için tüfe değerlerinin durağanlık analizi sonuçları:

Ülkeler	ner	Δner	cpi	Δcpi	$uscpi$	$\Delta uscpi$
Brezilya	-2.4823 (0)	-10.1536(0)***	-0.0605(1)	-6.4912(0)***	-0.8817 (2)	-7.3873 (1)***
Endonezya	-2.4342 (3)	-5.3801 (2)***	-0.7753 (0)	-9.1429 (0)***	-----	-----
Güney Afrika	-1.6100 (0)	-11.9554 (0)***	0.9620 (1)	-7.7618 (0)***	-----	-----
Hindistan	0.8848 (0)	-8.7908 (0)***	3.2933 (7)	-9.3183 (0)***	-----	-----
Türkiye	-1.1080 (0)	-10.2178 (0)***	-1.5245 (1)	-8.4032 (0)***	-----	-----

Not: Parantez içindeki ifadeler Akaike Bilgi Kriteri (AIC)'ne göre belirlenene gecikme uzunluklarını tanımlamaktadır. *** ifadesi serilerinde %1 anlamlılık düzeyinde birim kök hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

Yukarıda yer alan Tablo 1'den de anlaşılacağı gibi, değişkenlerin düzey değerleri durağan değildir. Ancak birinci farkta tüm seriler durağandır. Bu tespitten hareketle seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin oluşabileceği düşüncesine ulaşılabilmektedir. SAGP hipotezinin geçerliliği durumunda her bir ülke için nominal kur, yurtiçi tüfe ve ABD ekonomisine ait tüfe serisi arasında bir uzun dönem ilişkisinin oluşması gerekir. Eş-bütünleşme analizi yapılırken en önemli noktalardan biri gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Gecikme uzunluğu AIC'ye göre belirlenmiş ve tüm ülkeler için anlamlı olan gecikme uzunluğunun 2 olduğu anlaşılmıştır. Eş bütünleşme analizine ait sonuçlar aşağıdaki gibidir.

Tablo 2: Brezilya için eş-bütünleşme sonuçları

H_0	H_1	Eigenvalue	Trace İstatistiği	%5 Kritik Değer	H_1	Max-Eigen İstatistiği	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	0.205766	43.00728***	35.19275	$r = 1$	28.33639***	22.29966
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.077575	14.67089	20.26184	$r = 2$	9.932086	15.89210

Not: *** ifadesi %1 anlamlılık düzeyinde Brezilya için, nominal döviz kuru, yurt içi tüfe ve ABD için tüfe arasında en az bir tane eş-bütünleşme denkleminin olduğunu göstermektedir.

Tablo 3: Endonezya için eş-bütünleşme sonuçları

H_0	H_1	Eigenvalue	Trace İstatistiği	%5 Kritik Değer	H_1	Max-Eigen İstatistiği	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	0.141988	31.22297	42.91525	$r = 1$	18.83586	25.82321
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.030937	12.38711	25.87211	$r = 2$	8.521764	19.38704

Not: Endonezya için, nominal kur yurt içi tüfe ve yurt dışı tüfe serileri arasında herhangi bir eş-bütünleşme ilişkisine ulaşamamıştır. Bu sonuç ele alınan dönemde Endonezya'da SAGP hipotezinin geçerli olmadığını, Merkez Bankasının bağımsız para politikası yürütmeyeceği ve Endonezya ile diğer ülkeler arasında yapılacak olan kişisel refah karşılaştırmalarının gerçekçi olamayacağını göstermektedir.

Tablo 4: Güney Afrika için eş-bütünleşme sonuçları

H_0	H_1	Eigenvalue	Trace İstatistiği	%5 Kritik Değer	H_1	Max-Eigen İstatistiği	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	0.197979	39.26089***	29.79707	$r = 1$	27.13632***	21.13162
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.091151	12.12454	15.49471	$r = 2$	11.75589	14.26460

Not: *** ifadesi %1 anlamlılık düzeyinde Güney Afrika'da, nominal döviz kuru, yurt içi tüfe ve yurt dışı tüfe arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu ve en az bir tane eş-bütünleşme denkleminin olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, Güney Afrika'da SAGP hipotezinin geçerli olduğunu, Merkez Bankasının bağımsız bir para politikası izleyebileceğini ve ülkeler arası refah karşılaştırmalarının sağlıklı bir biçimde yapılacağını ortaya koymaktadır.

Tablo 5: Hindistan için Eş-bütünleşme sonuçları

H_0	H_1	Eigenvalue	Trace İstatistiği	%5 Kritik Değer	H_1	Max-Eigen İstatistiği	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	0.179219	31.74080**	29.79707	$r = 1$	24.29240**	21.13162
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.058184	7.448399	15.49471	$r = 2$	7.37373223	14.26460

Not: ** ifadesi Hindistan için ele alınan örneklem döneminde, nominal döviz kuru, yurt içi fiyat düzeyi ve yurt dışı fiyat düzeyi arasında en az bir tane eş bütünleşme denklemi vardır. Bu sonuç Hindistan'da SAGP hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Tablo 6: Türkiye için Eş-Bütünleşme sonuçları

H_0	H_1	Eigenvalue	Trace İstatistiği	%5 Kritik Değer	H_1	Max-Eigen İstatistiği	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	0.171328	35.66101***	29.79707	$r = 1$	23.49131**	21.13162
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.076900	12.16971	125.49471	$r = 2$	10.00228	14.26460

Not: ***, ifadesi Türkiye'de ele alınan örneklem döneminde %1 anlamlılık düzeyinde SAGP hipotezinin geçerli olduğunu ve ilgili değişkenler arasında en az bir tane eş-bütünleşme denklemi olduğunu göstermektedir.

5. SONUÇ

“Kırılgan beşli” olarak adlandırılan ülkelerde merkez bankalarının enflasyon hedeflemesi rejimini benimsemiş olması, bu ülkelerde reel döviz kuru oynaklıklarının yaratacağı risklerin ortadan kaldırılmasında merkez bankalarının önlem alma şansının olmadığını göstermektedir. Bu nedenle, reel döviz kurunun uzun dönem denge değeri etrafında istikrarlı bir şekilde dalgalanması merkez bankalarının politika bağımsızlığına kavuşmaları açısından hayati derecede önemlidir. SAGP hipotezinin geçerli olması, reel kur serilerinin ortalamaya dönme davranışı sergilediğini ortaya koymaktadır. SAGP'nin geçerliliğinin eş-bütünleşme yöntemi ile araştırıldığı bu çalışmadan elde edilen bulgulara göre; Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye'de nominal kur, yurt içi tüfe ve ABD için hesaplanan tüfe arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Bu durumda ilgili serilerin doğrusal birleşimleri durağandır ve SAGP hipotezi güçlü formda geçerlidir.

Endonezya için yapılan analizlerde, nominal kur, yurtiçi tüfe ve ABD için hesaplanan tüfe arasında herhangi bir uzun dönemli ilişkiye ulaşılamamıştır. Seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi yoktur. Dolayısıyla, SAGP hipotezi geçerli değildir. Bu bulgu göstermektedir ki, Endonezya'da değersiz ülke parasının ilk etkisi ihracatı arttırmak olarak görülürken, diğer kırılgan ekonomilerde ise kur artışlarının ilk etkisi yüksek enflasyon olmaktadır. Bu farklılık, merkez bankacılığı uygulamalarındaki farktan ziyade, Endonezya'nın ihracatını oluşturan ürünlerdeki farklılıkla açıklanabilir. Örneğin, Türkiye'nin ihracatı büyük ölçüde ithal ara mallarına dayalı bir özellik arz etmektedir. Dolayısıyla, TL'nin değer kaybetmesi bir yandan ihraç mallarının fiyatını düşürücü etki yaparken, diğer yandan da ithal ara malı ve petrol fiyatlarını artırarak ihraç ürünlerinin de fiyatını yükseltici etki oluşturabilmektedir. Türkiye'nin aksine, Endonezya'nın net petrol ihraç eden bir ülke konumunda olması ve ihraç ettiği diğer ürünlerde de ara malı bağımlılığı olmaması itibarıyla ülke parasındaki değer kaybı Endonezya'da ihracatı tetikleyici etki yapabilmektedir.

Enflasyon hedeflemesine dayalı para politikası rejiminde kırılgan beşlide yer alan ülkelerin merkez bankaları (1) Uzun vadeli sermaye girişlerinin azalmaya başladığı ve kısa vadeli sermaye çıkışlarının arttığı bir ortamda yüksek reel faiz desteğiyle bunların önüne geçmek, böylelikle yüksek cari açığın finansmanını sağlamak, (2) Kurun düşüklüğünün enflasyonun daha hızlı artmasını engelleyici etkisinden yararlanmak üzere kuru istikrar içerisinde tutan bir faiz politikası uygulama yeteneğine sahip olabilmektedir. Böyle bir para politikası anlayışı ile de fiyat istikrarını ve ayrıca finansal istikrarı sağlamada başarılı olabilmektedir.

KAYNAKÇA

- Alba, J. D., and Papell, D. (2007). “Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from the Panel Data Tests”, *Journal of Development Economics*, 83, 240-251.
- Ağayev, S., (2013), “Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Kazakistan İçin Geçerliliği”, International Conference on Eurasian Economies, Web Sitesi, <http://www.eecon.info/papers/594.pdf> (Erişim Tarihi.03.07.2014).
- Aslan, N. ve Kanbur A. N., (2007), “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı” Marmara Üniversitesi İ.İ.F. Dergisi, Cilt XXIII, Sayı 2.
- Benassy, A., Duran, V., Lahreche, R., and ignon, V. (2005). “Real Equilibrium Exchange Rates: A G20 Panel Co-integration Approach”, *Thema working paper*, 2005.

- Bozoklu, ř. Ve Yılanrı V., (2010), “Reel Döviz Kurlarının Durađanlıđı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme”, Maliye Dergisi, Sayı 158, Ocak-Haziran 2010:587-606.
- Breitung, J., and 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.
- Cang, T., Lee, C., Chou, P., and Tang, D. (2011). “Revisiting Long-run Purchasing Power Parity with Asymmetric Adjustment for G-7 Countries”, *Japan and the World Economy*, 23, 259-264.
- Chang, T., Lee, C., and Liu, W. (2012). “Non linear adjustment to purchasing power parity for ASEAN countries”, *Japan and the World Economy*, 24(4), 325-331.
- Cassel, G. (1918). “Abnormal deviations in international exchanges”. *The Economic Journal*, 28, 413-415.
- Çađlayan, E., ve Saçaklı, N. (2006). “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliđinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri ile İncelenmesi”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 20, 121-137.
- Dođanlar, M. (2006). “Long-Run Validity of Purchasing Power Parity and Co-integration analysis for Central Asian Countries”, *Applied Economics Letters*, 13, 457-461.
- Eđilmez, M., (2013a), Kırılđan Beřli, Web Sitesi, <http://www.mahfiegilmez.com/2013/11/krlgan-besli.html> (Eriřim Tarihi: 03.07.2014).
- Eđilmez, M., (2013b) “Fed’in Tavrı Karřısında Yükselen Ekonomilerin Durumu”, Web Sitesi, <http://www.mahfiegilmez.com/2013/12/fedin-tavr-karssnda-yukselen.html> (Eriřim Tarihi: 03.07.2014).
- Eđilmez M., (2014) “Türkiye ve Benzer Ekonomiler karřılařtırması”, Web Sitesi, <http://www.mahfiegilmez.com/2014/02/turkiye-ve-benzer-ekonomiler.html> (Eriřim Tarihi: 03.07.2014).
- Engle, R., & Granger, C. W. J. (1987). Co integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Erřin, F., (2014), “Yükselen Ekonomiler ve Kırılđan Beřli: Türkiye Üzerine Bir Deđerlendirme”, Bankacılık ve Finansal Arařtırmalar Dergisi (BAFAD), Sayı:1:43-54.
- Gözüör, G. (2011). “Purchasing Power Parity Hypothesis Amongthe Main Trade Partners of Turkey”, *Economics Bulletin*, 31, 1432-1438.
- Gülođlu, B., İspir, S. Ve Onat D. (2011). “Testing the validity of quasi PPP hypothesis: Evidence from a recent panel unit root test with structural breaks”, *Applied economics letters*, 18, 1817-1822.
- Holmes, M. J., Otero, J., and Panagiotidis, J. (2012). “PPP in OECD Countries: An Analysis of Real Exchange Rate Stationary Cross-Sectional Dependancy and Structural Breaks”, *Open Economics Review*, 23(5), 767-783.
- IFS
- IIF (2014a), Global Economic Monitor, April 2014.
- IIF(2014b), Capital Flows to Emerging Markets, May 2014.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on co integration with application to the demand for money. *Journal of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Karoglou, M., and Morley, B. (2012). “Purchasing Power Parity and Structural instability in the US/UK Exchange rate”, *Int. Fin. Markets, Int. and Money*, 22, 958-972.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., ve Çevik, N. K. (2013). “Satın Alma Gücü Paritesinin Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için Geçerliliđinin Test Edilmesi: Birim kök ve eşbütünleşme analizi”, *bilig*(64), 259-284.
- Liu, S. Zhang, D., and Chang, T. (2012). “Purchasing power parity non linear threshold unit root test for transition countries”, *Applied Economics Letters*, 19, 1781-1785.
- Nelson, C.R., and Plosser, C. R. (1982). “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139-162.

- Özcan, B., (2012), Satın Alma Gücü Paritesi G7 Ülkeleri için Geçerli mi?”, Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt-30, Sayı-2:137-162.
- Payne, J., Lee, J., and Hofler, R. (2005). “Purchasing power parity: evidence from a transition economy”, *Journal of Policy Modelling*, 27, 665-672.
- Rogoff, K. (1996). “The Purchasing Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, 34, 647-668.
- Roos, F. (1981). “Purchasing Power Parity Theory and the Monetary Approach to the Balance of Payments”, *De Economist*, 129(1), 41-57.
- Sadoveanu, D., and Ghiba, N. (2012). “Purchasing power parity: Evidence from four CEE Countries”, *Journal of Academic Research in Econometrics*, 4(1), 80-90.
- Sarno, L., and Taylor, M. P. (2002). “Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Empirical evidence from Turkey, 1980-1997”, *Applied Economics Letters*, 7, 289-291.
- Sayyan, H. (2005). “Satın Alma Gücü Paritesi: Vektör Hata Giderme Modeli Yaklaşımı”, *ktisat, İşletme ve Finans*, Temmuz, 96-104.
- Snaith, S. (2012). “The PPP Debate: Multiple breaks and cross-sectional dependence”, *Economics Letters*, 115, 342-344.
- Sollis, R. (2009). “A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity With An Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries”, *Economic Modelling*, 26, 118-125.
- Şak, N. (2006). “OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Panel Eş-bütünleşme Yaklaşımı ile İncelenmesi”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Tatoğlu, F. Y., (2009), “ Reel Efektif Döviz Kurunun Durağanlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması” , Doğuş Üniversitesi Dergisi, 10 (2): 310-323.
- Taylor, A. (2002). “A Century of Purchasing-Power Parity”, *Review of Economics and Statistics*, 84, 139-150.
- Taylor, M. P. (2006). “Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean reversion in economic thought”, *Applied Economics*, 16, 1-17.
- Telatar, E., and Hasanov, M. (2009). “Purchasing power parityin transition economies: Evidence from the Commonwealth of Independent States”, *Post-Communist Economies*, 21(2), 157-173.
- Wallace, F. H., and Shelley, G. L. (2006). “An Alternative Test of Purchasing Power Parity”, *Economics Letters*, 92, 177-183.
- Yıldırım, K. ve Yıldırım, Z. (2012). “Reel efektif döviz kuru üzerinde kırılmalı birim kök testi ile Türkiye için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğinin sınanması”, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 33(2), 221-238.
- Yıldırım, K., Mercan, M., ve Kostakoğlu, F. S. (2013). “Satın alma gücü paritesinin test edilmesi: Zaman serisi ve panel veri analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(3), 75-95.

EK 1

Kırılğan beřlinin 2002-2013 yılları arası makroekonomik göstergeleri Tablo E1, Tablo E2, Tablo E3, Tablo E4, Tablo E5 ve Tablo E6'da yer almaktadır.

Tablo E1: Kırılğan Beřli Büyüme Oranları

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	2,7	1,1	5,7	3,2	4	6,1	5,2	-0,3	7,5	2,7	0,9	2,5
Endonezya	4,5	4,8	5	5,7	5,5	6,3	6	4,6	6,2	6,5	6,2	5,3
Hindistan	4,6	6,9	7,6	9	9,5	10	6,9	5,9	10,1	6,8	3,2	3,8
Güney Afrika	3,7	3	4,6	5,3	5,6	5,5	3,6	-1,5	3,1	3,5	2,5	2
Türkiye	6,2	5,3	9,4	8,4	6,9	4,7	0,7	-4,7	9,2	8,5	2,2	3,8

Tablo E2: Kırılğan Beřli Enflasyon Oranları

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	12,5	9,3	7,6	5,7	3,1	4,5	5,9	4,3	5,9	6,5	5,8	5,9
Endonezya	9,9	5,2	6,4	17,1	6,6	6	11,1	2,8	7	3,8	4,3	9,5
Hindistan	4	2,9	4,6	5,3	6,7	5,5	9,7	15	9,5	6,5	11,4	9
Güney Afrika	12,4	0,3	3,5	3,6	5,8	9	10,1	6,3	3,5	6,1	5,6	5,7
Türkiye	29,8	18,4	9,3	7,7	9,6	8,4	10,1	6,5	6,4	10,5	6,2	8

Kaynak: IFS

Tablo E3: Kırılğan Beřli İşsizlik Oranları

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	11,7	12,3	11,5	9,8	10	9,3	7,9	8,1	6,7	6	5,5	5,8
Endonezya	9,1	9,5	9,9	11,2	10,3	9,1	8,4	7,9	7,1	6,6	6,1	5,9
Hindistan	8,8	9,5	9,2	8,9	7,8	7,2	6,8	10,7	10,8	9,8	9,9	9,8
Güney Afrika	28,2	28	25,5	25	23,9	23,3	23	24	24,9	24,9	25,1	26
Türkiye	10,8	11	10,8	10,6	10,2	10,3	11	14	11,9	9,8	9,2	9,4

Kaynak: IFS

Tablo E4: Kırılğan Beřli Bütçe Dengesi'nin GSYİH'ya Oranları

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	-3,2	-3,3	-3,9	-3,9	-3,3	-3,5	-4,1	-2,2	-2,5	-3,2	-2,7	-1,9
Endonezya	-0,9	-1,4	-0,6	0,6	0,2	-1	0	-1,8	-1,2	-0,6	-1,7	-2,2
Hindistan	-9,8	-10,3	-8,3	-7,2	-6,2	-4,4	-10	-9,8	-8,4	-8,5	-8	-8,5
Güney Afrika	-1,1	-1,9	-1,2	0	1,2	1,4	-0,4	-5,5	-5,1	-4	-4,8	-4,9
Türkiye	-14,4	-10,5	-4,4	-0,8	-0,7	-2	-2,7	-6	-3	-0,7	-1,6	-2,3

Kaynak: IFS

Tablo E5: Kırılğan Beřli Cari İşlemler Dengesi'nin GSYİH'ya Oranları

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	-4,5	-5,2	-2,7	-3,5	-3,5	-2,7	-1,4	-3,1	-2,7	-2,5	-2,7	-3
Endonezya	4	3,5	2	0,6	2,6	1,6	0	2	0,7	0,2	-2,7	-3,4
Hindistan	1,4	1,5	0,1	-1,3	-1	-0,7	-2,5	-2	-3,2	-3,4	-4,7	-4,4
Güney Afrika	0,8	-1	-3	-3,5	-5,3	-7	-7	-4	-2,8	-3,4	-6,3	-6,1
Türkiye	-0,3	-2,5	-3,7	-4,6	-6,1	-5,9	-5,7	-2,2	-6,3	-10	-6,1	-7,4

Kaynak: IFS