

İstikrarlılık ve Eşbütünleşme Testleri ile Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Türkiye Ekonomisi için Sınanması*

Almila BURGAÇ ÇİL**

Fikret DÜLGER***

Geliş Tarihi (Received: 18.07.2017 – Kabul Tarihi (Accepted): 07.08.2017

Öz

Bu çalışmanın amacı, Maki (2012)'de Amerika Birleşik Devletleri para talebi tahmini için kullanılan dört modelden iki tanesinin (trend varken düzeyde kırılma ve rejim değişikliği modelleri) makalede belirtilen eşitliklerle (2 ve 3) tutarlı olmadığını, makalede kullanılan veri seti ile ortaya koymak ve Türkiye Ekonomisi için Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) hipotezini test etmektir. Seriler arasındaki istikrarlılık testi olarak Bai ve Perron (2003)'de önerilen yöntem kullanılmış ve uzun dönem ilişkiyi belirlemek için yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği rejim değişikliği modeli Kejriwal (2008) tarafından geliştirilen çoklu kırılmalı eşbütünleşme yöntemi kullanılarak Maki (2012) eşbütünleşme testi sonuçlarıyla karşılaştırılmıştır. Maki (2012) eşbütünleşme testi sonuçları SAGP hipotezini destekleyen bulgular ortaya koymazken, Kejriwal (2008) test sonuçları SAGP hipotezini destekleyen bulgular ortaya koymaktadır. Diğer yandan, Türkiye ekonomisinde 2001 sonrası dönemde hipotezin güçlü formunu destekleyen bulgulara ulaşılamamıştır.

Anahtar Kelimeler: *Satın Alma Gücü Paritesi, Yapısal Kırılma, İstikrarlılık, Eşbütünleşme,*

* *Bu çalışma, 2-4 Haziran 2016 tarihlerinde düzenlenen EYİ2016'da, 14-16 Ekim 2016 tarihlerinde düzenlenen 5th ICoSReSse Kongresinde sunulan bildirinin genişletilmiş halidir ve Ç.Ü. Bilimsel Araştırma Projeleri Birimi tarafından SBA-2016-6656 kodlu proje ile desteklenmiştir.

* Arş. Gör.Dr. Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, aburgac@cu.edu.tr

* Prof. Dr. Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, fdulger@cu.edu.tr

Testing Purchasing Power Parity Hypothesis for Turkish Economy with Stability and Cointegration Tests

Abstract

Maki (2012) extended cointegration tests with an unknown number of breaks using four models and studied the money demand of USA. However, two of four models (level shift with trend and and regime shift models) are not consistent with written equation (2 and 3) in the article. In this context, the purpose of this study is to reveal the data set used in the article and to test Purchasing Power Parity (PPP) hypothesis for Turkish economy. The stability of the relationship between variables is assessed by using the tests proposed by Bai ve Perron (2003). To determine the long-run relationship, when multiple regime shifts are identified endogenously, we test the long-run relationship by using cointegration with multiple structural breaks proposed by Kejriwal (2008) and Maki (2012). Maki (2012) cointegration test result does not support PPP hypothesis while Kejriwal (2008) test results reveal evidence supporting PPP hypothesis. On the other hand, the strong form of the PPP hypothesis is not supported for the post-2001 period in the Turkish economy.

Keywords: *Purchasing Power Parity, Multiple Structural Breaks, Stability, Cointegration*

Giriş

Satınalma Gücü Paritesi Hipotezi (SAGP) döviz kuru değişimlerini açıklamaya yönelik teorilerin başında yer almaya başladığından bu yana (Cassel, 1918) yüzyıllık tarihi ile açık makroekonomide tartışmaları devam eden başlıca konulardan biridir. Cassel (1918) satın alma gücü paritesini, bir ülkenin ulusal parasının satın alma gücünün diğer bir ülkenin parasının satın alma gücüne oranı olarak ifade etmektedir. Diğer bir ifade ile ulusal paraların değişim oranı ile fiyatlar arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Bu bağlamda, ülkeler arasındaki fiyat ilişkilerini kuran ulusal paranın ederi ve bundaki değişimin SAGP hipotezi tarafından açıklanabilirliği, hipotezin geçerliliği iktisadi açıdan büyük önem arz ettiği Sarno ve Taylor (2002) tarafından vurgulanmaktadır. Dışa açık ekonomilerde ithalat ve ihracatı belirleyen en önemli değişkenlerden biri olan reel döviz kuru ve bunun istikrarlılığı ulusal ekonomilerin rekabet gücünün belirlenmesi açısından oldukça önemli bir göstergedir. Ayrıca ulusal paranın ederi, piyasa ekonomilerindeki kaynakların dağılımını belirleyen mal ve hizmet fiyatları, üretim faktörleri fiyatları ile birlikte ve bunları da etkilemesi nedeni ile ekonomiler ve iktisat politika yapıcıları açısından (belki de) diğer fiyatlardan daha da önemli bir konuma sahip olmayı hak etmektedir. Dış ticaret maliyetlerinin ve kısıtlamaların varlığı SAGP hipotezinin kısa dönemde geçerli olmadığı, Bretton Woods sisteminin yıkılması ve dalgalı döviz kuru sisteminin yaygınlaşması ile birlikte SAGP hipotezinin uzun dönemde geçerliliğine yönelik tartışmaları yoğunlaştırmıştır.

Literatürde zaman serisi teorilerinin gelişmesi ile birlikte, birim kök testlerini içeren çalışmaların hızla artması SAGP hipotezinin uzun dönemde geçerliliğine yönelik yaygın bulgular ortaya konduğunu gözlemlenmektedir. Sarno ve Taylor (2002) bu durumu zaman serisi terminolojisi ile kısaca şu şekilde ifade etmektedir: "Ulusal paranın ederi sabit bir ortalamaya sahip ve uzun dönem denge değerinden uzaklaşmadığında SAGP hipotezi geçerlidir". Diğer bir ifade ile ulusal paranın ederi ortalama durağan bir zaman serisi sürecine sahip ise SAGP hipotezinin geçerli olduğunu işaret etmektedir. Bununla birlikte, SAGP hipotezinin geçerliliği ulusal paranın nominal değeri ile göreceli fiyatlar arasında ilişki eşbütünleşme testleri kullanılarak sınanmaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye Ekonomisi için Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) hipotezini test etmektir. Seriler arasındaki istikrarlılık testi olarak Bai ve Perron (2003)'de önerilen yöntem kullanılmış ve uzun dönem ilişkiyi belirlemek için yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği Kejriwal (2008) tarafından geliştirilen çoklu kırılmalı eşbütünleşme yöntemi

kullanılarak Maki (2012) eşbütünleşme testi sonuçlarıyla karşılaştırılmıştır. Çalışma, giriş bölümüyle birlikte beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, SAGP hipotezinin teorik çerçevesi açıklanarak mevcut literatür gözden geçirilmiştir. Üçüncü bölümde hipotezin test edilmesinde kullanılan ampirik yöntem ve veri ile ilgili açıklamalar yer almaktadır. Dördüncü bölümde ekonometrik analizlerden elde edilen bulgular yer almakta, son bölümde ise sonuç ve değerlendirmeye yer verilmektedir.

1. Teorik Çerçeve ve Literatür Özeti

Satınalma Gücü Paritesi hipotezinin zayıf formu nominal döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar tarafından belirlenmekte ve aşağıdaki gibi ifade edilerek test edilmektedir (Soon, Baharumshah ve Ahn, 2015).

$$\log S_t = \beta_0 + \beta_1 \log P_t - \beta_2 \log P_t^* + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\log S_t = \beta_0 + \beta(\log P_t - \log P_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada S nominal döviz kurunu P ve P^* ise yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeyini göstermektedir. SAGP hipotezinin güçlü form için temel varsayım $\beta_0=0$ ve $\beta_1=\beta_2=1$ olmalıdır. Bu koşullarda nominal döviz kuru ve göreceli fiyatlar birebir ilişkilidir. Bu ilişki literatürde eşbütünleşme test teknikleri ile sınanmakta ve çoğunlukla yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı ve sonuçların hatalı olma olasılığının yüksek olduğu SAGP hipotezini doğrulayan ya da yanlışlayan sonuçlara ulaşılabilmektedir. Örneğin Papell ve Prodan (2006) sabit terimde kırılmaya izin veren trendli birim kök testlerini kullanarak test etmiştir ve buna Trendli-Sınırlı SAGP olarak tanımlamışlardır. Eşbütünleşme tekniği açısından baktığımızda ise literatürde Gregory-Hansen (1996a,b)'de belirtilen yapısal kırılmayı içeren dört model kullanılarak uzun dönem ilişkinin varlığı kanıtlandığında aslında bu ilişki sırasıyla aşağıdaki gibi ifade edilmesi gerekir.

1. Ancak sabit terimde çoklu kırılmaya izin veren seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı SAGP'nin zayıf formunun gerek koşuludur. Bununla birlikte güçlü form için eşitlik 2'de $\beta=1$ olması yeter koşuldur.
2. Trend varken sabit terimde çoklu kırılmaya izin veren seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı SAGP'nin zayıf formunun gerek koşuludur. Bununla birlikte güçlü form için eşitlik 2'de $\beta=1$ olması yeter koşuldur.

3. Sabit terimde ve göreceli fiyat katsayısında (β) çoklu kırılmaya izin veren seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı SAGP'nin zayıf formunun gerek koşuludur. Bununla birlikte güçlü form için eşitlik 2'de her rejimde $\beta=1$ olması yeter koşuldur. Dolayısıyla zayıf form için düzeyde ve eğimde değişimle birlikte uzun dönemli ilişkinin varlığı ispatlanmakta, güçlü form için ise her rejimde eğim katsayısının (β) bire eşitliği gerekmektedir. Eğer uzun dönemde SAGP geçerli iken eğim katsayısı rejimlerden birinde ya da bir kaçında $\beta < 1$ ise o rejimlerde ulusal paranın değer kazandığını, $\beta > 1$ ise ulusal paranın değer yitirdiğini göstermektedir.
4. Sabit terimde, trendde ve göreceli fiyat katsayısında (β) çoklu kırılmaya izin veren seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı SAGP'nin zayıf formunun gerek koşuludur. Bununla birlikte güçlü form için eşitlik 2'de her rejimde $\beta=1$ olması yeter koşuldur.

SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığına ilişkin uygulamalı çalışmalar açık makroekonomi modelleri ile birlikte artmıştır. Ancak bu çalışmalar literatürde çok önemli bir yer tutmakla birlikte net bir sonuca varıldığı söylenemez. Sarno ve Taylor (2002) çalışması bu konuda geniş bir literatür içermektedir. Geleneksel ekonometrik metotlarla başlayan uygulamalı çalışmalar 1970 ve 1980'lerde ekonometrik tekniklerin gelişmesiyle hız kazanmıştır (MacDonald, 2007). SAGP hipotezine yönelik uygulamalı çalışmalar iki kısma ayrılabilir. Panel veri yöntemlerinde kullanılan çalışmalar ki bunlar klasik panel birim kök, kırılmalı birim kök ve panel eşbütünleşme olarak ayrılabilir. Frenkel ve Rose (1996), Papell (1997), Taylor ve Sarno (1998), Divinio, Teles ve Andrade (2009), Çağlayan ve Şak (2009), Chang, Liu, Tzang ve Yu (2010), Lau (2009), Güloğlu, İspir ve Okat (2011), Holmes, Otero ve Panagiotidis (2012), Oskooee, Chang ve Lee (2013) ve Bahmani-Oskooee, Chang ve Lee (2014) panel veri yöntemini kullanan başlıca çalışmalardır.

Zaman serisi analizini kullanan çalışmalar ise birim kök, doğrusal olmayan birim kök, kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme yöntemleri çerçevesinde sınıflandırılabilir. Frankel (1986), Abuaf ve Jorion (1990), Kim (1990), Lothion ve Taylor (1996), Sarno ve Taylor (2002), Xu (2003), Liew, Baharumshah ve Chong (2004) ve Papell ve Prodan (2006) önde gelen zaman serisini kullanan çalışmalardır. Bu bağlamda Türkiye ekonomisi için de yapılmış birçok çalışma bulunmaktadır. Birim kök kullanılarak SAGP hipotezinin geçerliliğinin test edildiği çalışmalarda Bahmani-Oskooee (1998), Yıldırım (2003), Çağlayan ve Saçaklı (2006), Ceviş ve Ceylan (2015) SAGP'nin geçersiz olduğuna yönelik kanıtlara ulaşırken Erlat (2003), Yavuz

(2009), Kasman, Kasman ve Ayhan (2010), Yıldırım ve Yıldırım (2012) ve Şener, Yılcı ve Canpolat (2015) kırılmalı birim kök testlerini kullanarak SAGP'nin geçerli olduğuna yönelik sonuçlara ulaşmışlardır. Doğrusal olmayan birim kök testlerini kullanan çalışmalardan Sarno (2000), Alba ve Park (2005), Bozoklu ve Yılcı (2010), Güney, Teletar ve Hasanov (2012) SAGP hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşırken Cuestas ve Regis (2013), Karagöz ve Saraç (2016) ve Yıldırım (2016) SAGP'nin geçerli olduğu yönelik bulgular ortaya koymuştur. Eşbütünleşme yöntemini kullanan çalışmalar arasında Telatar ve Kazdağlı (1998), Demir ve Kıymaz (1999), Seyrek (2003), Yazgan (2003), Sayyan (2005), Aslan ve Kanbur (2007), Özdemir (2008), Aslan ve Korap (2009) ve Güney ve Tunalı (2015) sayılabilir. Literatürde SAGP'nin geçerliliğine ilişkin yaygın bir kanı bulunmamakla beraber analiz edilen dönem uzunluğu, kullanılan veri seti ve yöntem, yapısal kırılmaların dikkate alınıp alınmaması gibi nedenlerle sonuçlar farklılık göstermektedir.

2- Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada açıklanan teorik model çerçevesinde, Türkiye ekonomisi için göreceli SAGP hipotezinin geçerliliği çoklu kırılmalı eşbütünleşme yöntemleri kullanılarak araştırılmıştır. Tahmin edilen ekonometrik model aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$gne_t = \alpha + \beta(enf_{TR} - enf_{ABD}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Modeldeki değişkenlerden *gne* nominal döviz kuru (\$/TL) değişimini; (*enf_{TR}*-*enf_{ABD}*) ise Türkiye ve ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkını ifade etmektedir. Tüm veriler 1991:01-2015:12 dönemine ait aylık veriler olup Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS)'den alınmıştır.

Zaman serileri yöntemine uygun olarak ilk aşamada serilerin durağanlığını sınamak için *Ng Perron (2001)* birim kök testi kullanılmıştır. Çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan ve içsel olarak belirleyen Maki (2012) ve Kejriwal (2008) eşbütünleşme yöntemi kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı incelenmiştir.

Yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testlerinde kullanılan modeller Gregory Hansen (G-H) (1996a, b) çalışmalarına dayanmaktadır. G-H (1996a, b) standart eşbütünleşme testlerinin yapısal kırılmanın varlığında değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında yetersiz kalacağını belirtip, yapısal kırılma altında uzun dönemli ilişkiyi

belirlemek için dört model geliştirmiştir. Hatemi-J (2008), G-H tek yapısal kırılmayı göz önüne alırken iki kırılma için yeni bir eşbütünleşme testi geliştirmiştir. Ancak Maki (2012), ikiden fazla kırılma olduğunda G-H ve Hatemi-J testlerinin gücünün düşük olacağını belirtmiştir.

Maki (2012)'de Gregory-Hansen (G-H) (1996a, b)'de tek kırılma altında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkini sınamak için ortaya konulan, düzeyde kırılma (C), trendli düzeyde kırılma (C/T), rejim değişikliği (C/S) ve rejim değişikliği ve trendde kırılma (C/S/T) modellerini maksimum beş kırılma için geliştirmiştir. Ancak Maki (2012) çalışmasında bu dört modelden iki tanesinin (C/T ve C/S) makalede belirtilen eşitliklerle (2 ve 3, Maki, 2012, s.2011-2012) tutarlı olmadığı gözlemlenmiştir. Maki (2012) makalesindeki 2. (C/T) ve 3. (C/S) eşitlikler düzeltilerek test edilen dört model aşağıdaki gibidir:

Düzeyde Kırılma (C)

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

Kırılmadan önce sabit terim μ , kırılmaların sabit terimde yaptığı değişim ise μ_i ile gösterilmektedir. β' ise bağımsız değişkenlerin katsayılarını ifade etmektedir.

Trendli Düzeyde Kırılma (C/T)

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \gamma t + \beta' y_{2t} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta'_i y_{2t} \varphi_{it} + \varepsilon_t, \quad \text{Maki (2012, s:2012, eşitlik 2)}$$

Bu model düzeyde kırılma modelinden farklı olarak trendin varlığında sabit terimde kırılmaya izin vermiştir. γ trendin katsayısını göstermektedir. Maki (2012) çalışmasında ikinci model olarak rejim değişikliği modelini test ettiğini belirtmiş ancak kritik değer tablosunda (Maki, 2012) bu modele karşılık gelen değerlerin trendli düzeyde kırılma modeline ait kritik değerlerdir. Bu karışıklık Maki (2012) eşbütünleşme yönteminin araştırmacıların yanlış kritik değerler kullanılarak eşbütünleşmeye karar vermesine neden olabilmektedir.

Rejim Değişikliği (C/S)

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta'_i y_{2t} \varphi_{it} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \gamma t + \beta' y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta'_i y_{2t} \varphi_{it} + \varepsilon_t, \quad \text{Maki (2012, s:2012, eşitlik 3)}$$

Rejim değişikliğinin olduğu modelde μ ve μ_i düzeyde kırılma modeli ile aynıdır. β' rejim değişikliğinden önceki eğim katsayılarını ve β'_i ise kırılma dönemlerinden sonraki eğim katsayılarındaki değişimi göstermektedir. Kırılma dönemlerinin belirlenmesiyle parametrelerde ne yönde bir değişim olduğu bu model ile ortaya konulmaktadır. G-H(1996a)'dan farklı olarak Maki (2012) çalışmasında test etmediği ve kritik değerlerini üretmediği bu modeli trendli rejim değişikliği modeli olarak tanımlamıştır. Bu da Maki (2012) çalışmasının araştırmacıların olmayan bir modelin test edilmesi gibi yanlış kullanımlarına neden olmaktadır. Nitekim, bu tekniği kullanan araştırmalar incelendiğinde (Google akademik Temmuz 2017 tarihinde tarandığında Maki (2012) çalışması 140 atıf almıştır) çoğunda test edilen modeller doğrudan Maki (2012)'den alınarak kullanılmakta ve bu yanlışlık süregitmektedir. Yıldırım ve Orman (2016) çalışması ise Maki (2012) makalesindeki bu yanlışlığı düzelterek kullanan ender çalışmalardan biridir.

Rejim Değişikliği ve Trendde Kırılma (C/S/T)

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma'_i t \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta'_i y_{2t} \varphi_{it} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

Sabit terim, kırılmalar öncesindeki eğim katsayıları ve trend katsayısı sırasıyla μ , β' , γ ile ifade edilmektedir. μ_i , γ' ve β'_i ise kırılmadan sonraki ilgili değişimleri göstermektedir.

Maki (2012) eşbütünleşme testinde boş hipotez uzun dönemli ilişkinin olmadığını belirtirken alternatif hipotez ise yapısal kırılma altında uzun dönemli ilişkinin var olduğunu belirtir. Kritik değerler 1000 adım ve 10000 tekrar kullanılarak Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmıştır. Değerler maksimum beş kırılma sayısına kadar ve dört regressör değişken için Maki (2012)'de Tablo 1'de verilmiştir.

Değişimin varlığında olası kırılma noktalarının minimum değerine dayanan bu test istatistikleri genellikle kırılma tarihinin tahmininde tutarlı değildir. Dahası, yapısal kırılma ile birlikte eşbütünleşmenin varlığında geleneksel hipotez testi açısından eşbütünleşmenin olduğu boş hipotezin seçimi daha olasıdır (Kejriwal, 2008). Bu olgudan sakınmak için çalışmada G-H tarafından geliştirilen C, C/T ve C/S modellerini temel alan Kejriwal (2008) eşbütünleşme testi kullanıldı ve ek olarak bu yöntem G-H (1996b)'nin en geniş modeli olan rejim değişikliği ve trendde kırılma (C/T/S) modeline Lopcu, Dülger ve Burgaç (2012)'de olduğu gibi uyarlandı. C/S/T modelini, Arai-Kurozumi (2007) ve Kejriwal (2008)'i takip ederek eşanlılık ile ilgili olarak regresörlerin ilk farklarının önceki ve sonraki değerlerini ekleyerek dinamik en küçük kareler yöntemini kullanarak test ettik. Böylece uyarladığımız model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{1t} + \gamma_1 t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t \varphi_{1t} + \beta_1 y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{2t} \varphi_{1t} + \sum_{j=-K}^K \pi_j \Delta y_{2t-i} + e_t^* \quad t = 1, \dots, T.$$

π_i , $-K \leq i \leq K$ için parametre vektörünü göstermektedir. C, C/T, C/S ve C/T/S modellerine ilişkin kısıtlar ise yukarıda açıklandığı gibidir. Kırılma zamanı, bütün olası noktalar üzerinde hata terimlerinin kareleri toplamının minimum olduğu nokta olarak belirlenir.

$$\hat{\lambda} = \min_{\lambda \in \Lambda} SSR_T(\lambda)$$

$\Lambda = [\underline{\lambda}, \bar{\lambda}]$, $0 < \underline{\lambda} < \bar{\lambda} < 1$, ve $SSR_T(\lambda)$ kırılma noktasına ait hata terimlerinin kareleri toplamını gösterir. Bu yöntemde boş hipotez yapısal kırılma altında uzun dönemli ilişkinin var olduğunu belirtirken alternatif hipotez ise uzun dönemli ilişkinin olmadığını ifade etmektedir. Yapısal kırılma ile birlikte uzun dönemli ilişkinin olduğu boş hipotez için test istatistiği Kejriwal (2008)'de aşağıdaki gibi gösterilmiştir:

$$\tilde{v}(\hat{\lambda}) = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T S(\hat{\lambda})^2}{\Omega_{11}}$$

Ω_{11} , e_t^* 'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahmini olduğunu gösterir. $\hat{\lambda} = (\hat{T}_1/T)$,

$S(\hat{\lambda}) = \sum_{i=1}^t \hat{e}_{i\hat{\lambda}}^*$ ve $\hat{e}_{i\hat{\lambda}}^*$ genişletilmiş modelden elde edilen kalıntıları gösterir. Test

istatistikleri, 100 adım ve 2500 tekrar ile yazarlar tarafından elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılmıştır.

Çalışmada, nominal döviz kuru değişimi ve Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı arasındaki ilişkinin istikrarlılık analizinde Bai ve Perron (2003)'de önerilen yöntemlerden biri olan sequential prosedürü (sequential procedure, SEQ) kullanılmıştır. Sequential prosedüründe boş hipotez k tane kırılma alternatif hipotez ise $k+1$ tane kırılmayı test etmekte ve aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$SEQ(k+1|k) = \min_{1 \leq j \leq k+1} \max_{\tau \in \Lambda_{j,e}} \left\{ \frac{SSR(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k) - SSR(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_k)}{SSR_1} \right\}$$

$\Lambda_{j,e} = \left\{ \tau : \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}) \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}) \right\}$ Bai ve Peron (2003) çalışmasında belirtildiği gibi, k kırılmalı model hata karelerin toplamının global minimizasyonundan elde edilir.

3. Analiz Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde ilk olarak, Maki (2012) çalışmasındaki veri seti kullanılarak test edilen rejim değişikliği modeline ait makaledeki ve tarafımızdan farklı gecikme sayıları verilerek elde edilen sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. Tabloda ilk satırda Maki (2012) çalışmasındaki sonuçlar yer almaktadır. Diğer bulgular ise tarafımızca Maki (2012) çalışmasındaki veri setini kullanarak test edilen aynı modelin farklı gecikme uzunlukları verilerek elde ettiğimiz sonuçları göstermektedir. Maki (2012) çalışmasında gecikme uzunluğu seçimi ve uzun dönemli ilişkinin karar verilmesinde test edilen modellere ilişkin kritik değerlerde tutarsızlıkların olduğu fark edilmiştir. Şöyle ki Maki (2012) tarafından maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlendiği belirtilmiştir. Ancak gecikme uzunluğu 12 verildiğinde eşbütünleşme testi sonuçlarının farklılaştığı görülmektedir. Gecikme uzunluğu $(12 * (\text{gözlemsayısı}/100)^{(1/4)})$ olarak seçildiğinde ise eşbütünleşme test sonuçlarının Maki (2012) çalışmasındaki sonuçlarla daha tutarlı olduğu görülmektedir. Ayrıca Maki (2012) çalışmasında yazılan eşitliklerin literatürde yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme testlerinde kullanılan modellerden farklı olduğu üçüncü bölümde belirtilmiştir. Ancak çalışma ve Maki tarafından gönderilen kodlar incelendiğinde makalede yazılan eşitliklerle test edilen eşitlikler tutarsız olduğu tespit edilmiştir. Eğer Maki (2012) çalışmasında belirtilen gibi olsaydı test ettiği rejim değişikliği modeli (makalede eşitlik 2) eşbütünleşme sonuçları kritik değer tablosunda yer alan Model 1 ile karşılaştırılmalıydı ve MB3, MB 4 ve MB 5 sonuçlarına göre %1 önem düzeyinde eşbütünleşme ilişkinin varlığı kabul edilirdi. Ancak Maki çalışmasında sonuçlarını

Model 1 değil gerçekte rejim değişikliği olan Model 2'ye ait kritik değerler ile kıyaslamıştır ve sonuçlara bakıldığında bu durum aşıkardır. Dolayısıyla, kritik değer tablosundaki modeller, G-H (1996a, b) tarafından önerilen dört modelin beş kırılmaya kadar hesaplanan kritik değerleridir. Diğer bir ifade ile Maki (2012, s.2013)'de yer alan Model 0, Model 1, Model 2 ve Model 3'e ait kritik değerler sırasıyla düzeyde kırılma, trend varken düzeyde kırılma, rejim değişikliği ve trende kırılma ve rejim değişikliği modlelerine ilişkin kritik değerlerdir. Bu farklılık, Maki (2012) çalışmasındaki eşbütünleşme sonuçları test edilen modele ilişkin kritik değer tablosundaki değerler (Tablo 1) ile kıyaslandığında eşbütünleşme ilişkinin varlığına yönelik kanıtlara ulaşma yönünde farklılık olduğu görülebilmektedir.

Tablo 1: Maki (2012) Çalışmasına İlişkin Eşbütünleşme Testi Sonuçları

| | <i>l</i> | MB1 | MB2 | MB3 | MB4 | MB5 |
|--------------------------|----------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|
| Maki (2012) ^a | | -4.78 | -4.83 | -6.99* | -7.07* | -7.30* |
| | 3 | -4.81 | -4.88 | -6.95* | -7.17* | -7.47* |
| | 12 | -4.60 | -4.84 | -6.88* | -7.10* | -7.39* |
| M2-6TB double-log | 24 | -4.60 | -4.84 | -6.49# | -6.49 | -6.49 |
| | ** %1 | -6.02 | -6.63 | -7.03 | -7.47 | -7.84 |
| Kritik Değerler | * %5 | -5.55 | -6.09 | -6.51 | -6.87 | -7.28 |
| | # %10 | -5.28 | -5.83 | -6.21 | -6.56 | -6.98 |

^a Maki (2012) çalışmasında Tablo 3'te yer alan M2 6TB double-log sonuçlarıdır.

l maksimum gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Çalışmanın bu aşamasında, Maki(2012) farklılıkları ortaya koyduktan ve kendi veri seti ile bulgularını gözden geçirdikten sonra, Türkiye ekonomisi için SAGP hipotezin sınanmasına yönelik olarak ilk aşamada analizlerde kullanılan serilerin durağan olup olmadıklarını saptamak için uygulanan *Ng Perron (2001)* birim kök testi sonuçları *Tablo 2*'de verilmektedir. Sonuçlara göre döviz kuru büyümesi ve Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkının birim kök içerdiği, serilerin birinci farkları alındığında ise durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 2: Ng-Perron (2001) Birim Kök Testleri

| | | Sabit ve trend | | | |
|---------------------------------------------|-------|----------------|-------|--------|---------|
| <i>ge</i> | 12 | -4.71 | -1.53 | 0.32** | 19.28** |
| <i>(enf_{TR}-enf_{ABD})</i> | 12 | -1.82 | -0.90 | 0.49** | 46.18** |
| | ** %1 | -23.80 | -3.42 | 0.14 | 4.03 |
| Kritik Değerler ^a | * %5 | -17.30 | -2.91 | 0.16 | 5.48 |
| | # %10 | -14.20 | -2.62 | 0.18 | 6.67 |

^aKritik değerler Ng ve Perron (2001) Tablo 1'den alınmıştır

İkinci aşamada seriler arasında yapısal kırılmanın belirlenmesine yönelik olarak Bai ve Perron (2003)'de önerilen istikrarlılık testlerinden SEQ yöntemi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 3'de verilmiştir. Sonuçlara göre optimum kırılma dönemleri ve sayısı analizde kullanılan dört model için de SEQ'a göre üç olarak belirlenmiştir.

Tablo 3: Yapısal Kırılma Testleri

| | <i>SEQ_T (k+1/k)</i> | | | | |
|---------------------------------------------|--------------------------------|----------|----------|---------|-------|
| | <i>k</i> | 1 | 2 | 3 | 4 |
| <i>Düzeyde Kırılma</i> | | 49.55** | 21.73** | 14.50** | 4.92 |
| <i>Trendli Düzeyde Kırılma</i> | | 61.66** | 45.64** | 38.32** | 8.61 |
| <i>Rejim Değişikliği</i> | | 262.90** | 109.02** | 39.23** | 0.00 |
| <i>Trendde Kırılma ve Rejim Değişikliği</i> | | 280.4** | 222.63** | 19.87** | 15.88 |

Yapısal kırılmayı dikkate alarak uzun dönemli ilişkinin varlığını sınavan Maki (2012) ve Kejriwal (2008) eşbütünleşme testlerinin sonuçları *Tablo 4*'te sunulmaktadır. C, C/T C/S ve C/S/T modelleri için belirlenen optimum kırılma sayısı göz önüne alınarak, yani 3 kırılma için Maki (2012) eşbütünleşme testine göre uzun dönemli ilişkinin olmadığı boş hipotez dört model için de reddedilememiştir. Bu sonuçlara göre SAGP hipotezinin zayıf formuna yönelik dahi

bulgulara ulaşılamamıştır. Diğer taraftan üç kırılmalı Kejriwal (2008) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre ise C ve C/T modellerinde yapısal kırılma ile birlikte uzun dönem ilişkinin var olduğu boş hipotez % 10 önem düzeyinde dahi kabul edilmiş olup göreceli SAGP hipotezinin zayıf formu Türkiye ekonomisi için desteklenmektedir. C/S ve C/S/T modellerinde yapısal kırılma ile birlikte uzun dönem ilişkinin var olduğu boş hipotez, sırasıyla, % 5 ve %1 önem düzeyinde kabul edilmiş olup göreceli SAGP hipotezinin zayıf formu Türkiye ekonomisi için desteklenmektedir. Kejriwal (2008) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre dört modelde de belirlenen yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında Türkiye ekonomisi için 1994, 2000’li yılların başındaki kriz ve 2008-2009 küresel kriz dönemlerine denk gelmesi bağlamında da çok anlamlıdır.

Tablo 4: Maki (2012) ve Kejriwal (2008) Eşbütünleşme Testleri Sonuçları

| $y_t = \{gnc_t\}$ | Maki (2012) | | Kejriwal (2008) | | | |
|---------------------------------------------|-------------|--------|----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | | | $\bar{V}_3(\hat{\lambda})$ | $\hat{\lambda}_1$ | $\hat{\lambda}_2$ | $\hat{\lambda}_3$ |
| <i>Düzeyde Kırılma</i> | | -3.98 | 0.052 | 0.17 | 0.55 | 0.81 |
| | ** %1 | -5.563 | 0.116 | (1994:03) | (2003:05) | (2009:12) |
| | * %5 | -5.083 | 0.080 | | | |
| | # %10 | -4.784 | 0.067 | | | |
| <i>Trendli Düzeyde Kırılma</i> | | -4.05 | 0.046 | 0.18 | 0.46 | 0.85 |
| | ** %1 | -5.833 | 0.085 | (1994:04) | (2001:03) | (2011:01) |
| | * %5 | -5.373 | 0.060 | | | |
| | # %10 | -5.106 | 0.050 | | | |
| <i>Rejim Değişikliği</i> | | -4.24 | 0.048# | 0.17 | 0.46 | 0.73 |
| | ** %1 | -6.251 | 0.077 | (1994:02) | (2001:03) | (2007:01) |
| | * %5 | -5.703 | 0.057 | | | |
| | # %10 | -5.402 | 0.048 | | | |
| <i>Trendde Kırılma ve Rejim Değişikliği</i> | | -5.30 | 0.025** | 0.17 | 0.46 | 0.76 |
| | ** %1 | -7.082 | 0.030 | (1994:02) | (2001:03) | (2008:10) |
| | * %5 | -6.534 | 0.023 | | | |
| | # %10 | -6.267 | 0.020 | | | |

Son aşamada, eşbütünleşme ilişkisinin incelendiği dört modelde Kejriwal (2008) eşbütünleşme testinde içsel olarak belirlenen kırılma tarihleri göz önüne alınarak değişkenlerin katsayıları tahmin edilmiş ve sonuçlar *Tablo 5*'te yer almaktadır. C modelinde üç kırılmanın varlığında tahmin edilen Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı katsayısı 0.32'dir. Trendli düzeyde kırılma modelinde ise trend istatistiksel olarak anlamlı ve Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı katsayısı 0.27 ve anlamlıdır. Rejim değişikliği modelinde tahmin sonucuna göre Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı katsayısı rejim değişikliklerine göre sırasıyla birinci rejimde 1.15, ikinci rejimde 1.13, üçüncü rejimde 0.31 ve dördüncü rejimde 0.13 olarak tahmin edilmiştir. Rejim değişikliği ve trendde kırılma modelinde her bir rejimde trend katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı katsayısı ilk üç rejimde anlamlı iken son rejimde anlamsızdır. Birinci rejimde 1.05, ikinci rejimde 0.97, üçüncü rejimde 0.30'dur. Tahmin edilen modellere ilişkin grafikler ise ekte *Şekil 1, 2, 3 ve 4*'de gösterilmektedir. SAGP hipotezinin geçerliliği için nominal döviz kuru değişimi ile Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı arasında eşbütünleşme ilişkisinin olması gerek koşul ancak yeter koşul değildir. SAGP hipotezinin güçlü formda geçerli olması için eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ek olarak Türkiye-ABD fiyat endeksinde büyüme oranları farkı katsayısının (β_{ij}) 1'e eşit olması gerekmektedir. β_{ij} katsayısının analiz edilen dört modelde ve her bir rejim için 1'e eşit olup olmadığı Wald testiyle sınanmıştır. C ve C/T modellerinde β katsayısının bire eşit olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Diğer bir ifade ile bu modellerde SAGP hipotezi zayıf formda desteklenmektedir. Rejim değişikliği (C/S) modelinde birinci (1991:01-1994:01) ve ikinci rejimde (1994:02-2001:02) β_{ij} katsayısının bire eşitliği kabul edilirken üçüncü ve dördüncü rejimde yani 2001 sonrasında β_{ij} katsayısının bire eşit olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. C/S/T modelinde ise ilk iki rejimde β_{ij} katsayısı bire eşittir, üçüncü rejimde ise bire eşitliği kanıtlanamamıştır.

Bütün bu sonuçlara SAGP hipotezi açısından topluca baktığımızda, rejim değişikliği, rejim değişikliği ve trendde kırılma modellerinde β_{ij} katsayısının bire eşitliğine yönelik bulgular SAGP hipotezinin güçlü formunu desteklerken her iki modelin son iki rejiminde β_{ij} 'nin birden küçük olması ulusal paranın değerlendirildiğini işaret etmektedir. Diğer bir ifade ile SAGP'nin esnek döviz kuru uygulandığı 2001 sonrası dönem için Türkiye ekonomisinde hipotezin güçlü formunu destekleyen bulgulara ulaşamamıştır.

Tablo 5: Eşbütünleşme Modellerinde Katsayı Tahmin Sonuçları

| $(gne) = f(enf_{TR} - enf_{ABD})$ | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------|------------|------------|-------------------|--------------|--------------|--------------|--------|
| c_1 | c_2 | c_3 | c_4 | δ_1 | δ_2 | δ_3 | δ_4 | β_{11} | β_{12} | β_{13} | β_{14} | |
| Düzeyde Kırılma | | | | | | | | | | | | |
| Kırılma Tarihleri: (1994:03,2003:05, 2009:12) | | | | | | | | | | | | |
| -0.73 | -0.62 | -0.64 | -0.47 | | | | | 0.32 | | | | |
| (-4.06) | (-3.54) | (-7.31) | (-5.94) | - | - | - | - | (7.88) | - | - | - | |
| | | | | | | | | Wald Testi | (0.00) | | | |
| Trendli Düzeyde Kırılma | | | | | | | | | | | | |
| Kırılma Tarihleri: (1994:04,2001:03, 2011:01) | | | | | | | | | | | | |
| -0.47 | -0.23 | -0.20 | 0.12 | -0.00 | | | | 0.27 | | | | |
| (-3.03) | (-1.23) | (-1.06) | (0.49) | (-2.33) | - | - | - | (8.18) | - | - | - | |
| | | | | | | | | Wald Testi | (0.00) | | | |
| Rejim Değişikliği | | | | | | | | | | | | |
| Kırılma Tarihleri: (1994:02,2001:03, 2007:01) | | | | | | | | | | | | |
| -4.16 | -4.08 | -0.66 | -0.16 | | | | | 1.15 | 1.13 | 0.31 | 0.13 | |
| (-2.25) | (-10.23) | (-7.33) | (-1.44) | - | - | - | - | (2.60) | (12.29) | (10.04) | (2.23) | |
| | | | | | | | | Wald Testi | (0.72) | (0.14) | (0.00) | (0.00) |
| Trendde Kırılma ve Rejim Değişikliği | | | | | | | | | | | | |
| Kırılma Tarihleri: (1994:02, 2001:03,2008:10) | | | | | | | | | | | | |
| -3.81 | -3.23 | -0.62 | -0.16 | 0.00 | -0.00 | -0.00 | 0.00 | 1.05 | 0.97 | 0.30 | 0.10 | |
| (-2.04) | (-4.17) | (-1.31) | (-0.61) | (0.76) | (-1.28) | (-0.02) | (0.40) | (2.33) | (6.47) | (5.23) | (1.59) | |
| | | | | | | | | Wald Testi | (0.89) | (0.89) | (0.00) | (0.00) |

β_{ij} ; $i=1,2$ değişken; $j: 1,2$ rejim. Kırılma tarihleri ve t değerleri parantez içinde yer almaktadır. Wald testinde test edilen hipotez $\beta_{ij}=1$. Sonuçlara ait test edilen hipotezin olasılık değerleri parantez içerisinde verilmektedir.

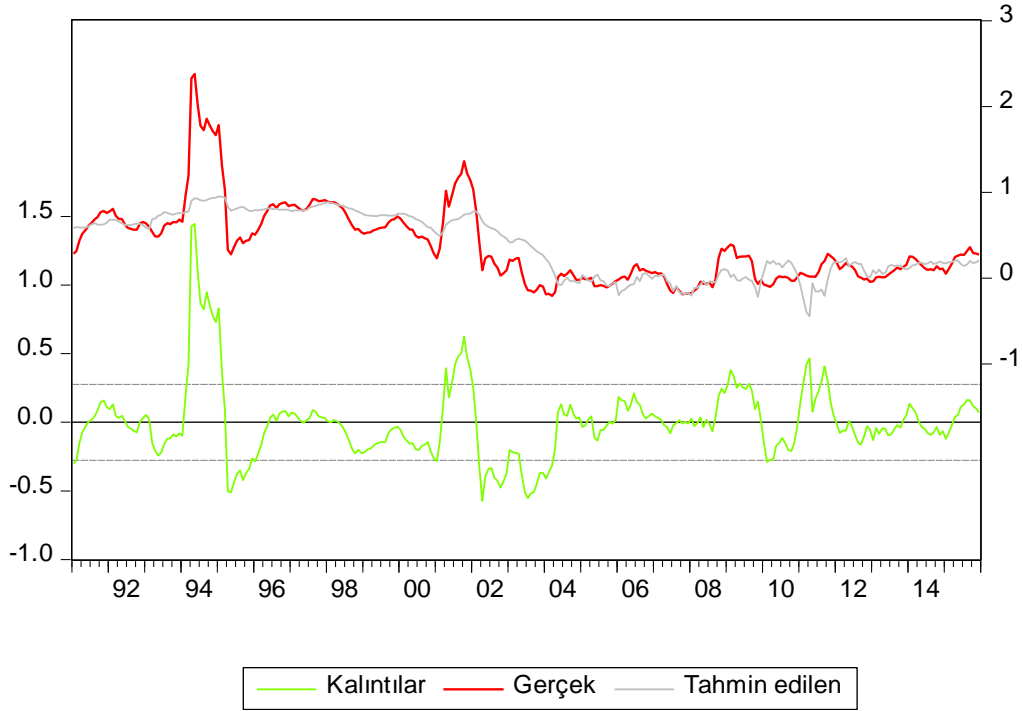
4. Sonuç

Bu çalışmada, zaman serisi metotları kullanılarak, Türkiye ekonomisi (\$/TL) için göreceli SAGP hipotezinin geçerliliği 1991:01-2015:12 dönemini kapsayan veri seti ile incelenmiştir. Çalışmada öncelikle analize konu serilerin durağanlıkları Ng-Perron (2001) birim kök testiyle sınanmıştır. Sonuçlar serilerin birim kök içerdiğini göstermiştir. Bu bulgular ışığında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı çoklu yapısal kırılmalı uzun dönem ilişkisini sınavan Maki (2012) ve Kejriwal (2008) eşbütünleşme yöntemleri kullanılarak sonuçlar karşılaştırılmıştır. Maki (2012) eşbütünleşme yönteminin sonuçlarına göre uzun dönem ilişki sınanmış ve hiçbir modelde ilişkinin varlığına yönelik sonuca ulaşamamıştır, diğer bir deyişle bu dönem aralığında bu yöntem ile göreceli SAGP desteklenememektedir.

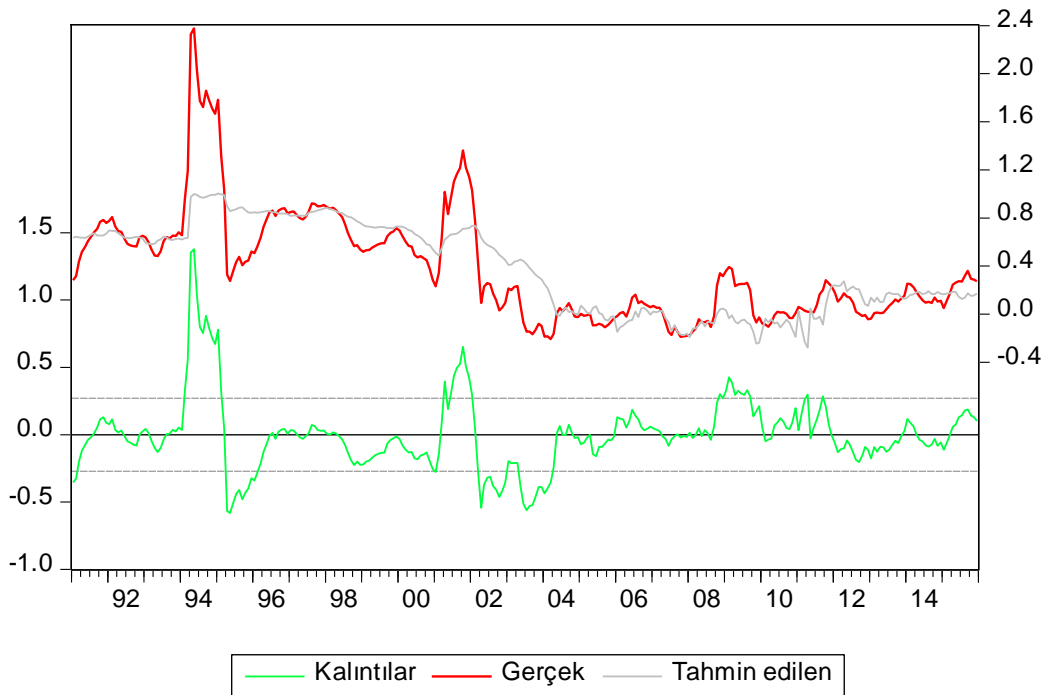
Türkiye ekonomisi için göreceli SAGP hipotezinin sınanmasına yönelik Kejriwal (2008) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre ise hipotezin desteklendiğine yönelik güçlü bulgulara ulaşılmıştır. Bütün bu sonuçlara SAGP hipotezi açısından topluca baktığımızda, rejim değişikliği, rejim değişikliği ve trendde kırılma modellerinde β_{ij} katsayısının bire eşitliğine yönelik bulgular SAGP hipotezinin güçlü forumunu desteklerken her iki modelin son iki rejiminde β_{ij} 'nin birden küçük olması ulusal paranın değerlendirildiğini işaret etmektedir. Diğer bir ifade ile SAGP'nin esnek döviz kuru uygulandığı 2001 sonrası dönem için Türkiye ekonomisinde hipotezi destekleyen güçlü bulgulara ulaşılamamıştır.

Ekler

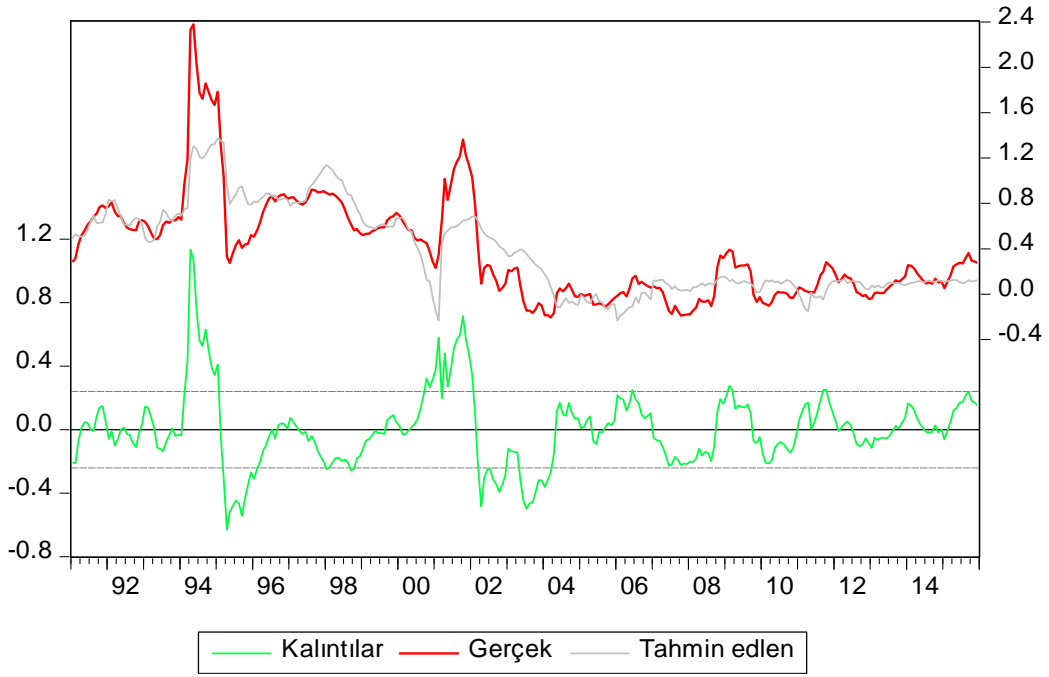
Grafik 1: Düzeyde Kırılma Tahmin Grafiği



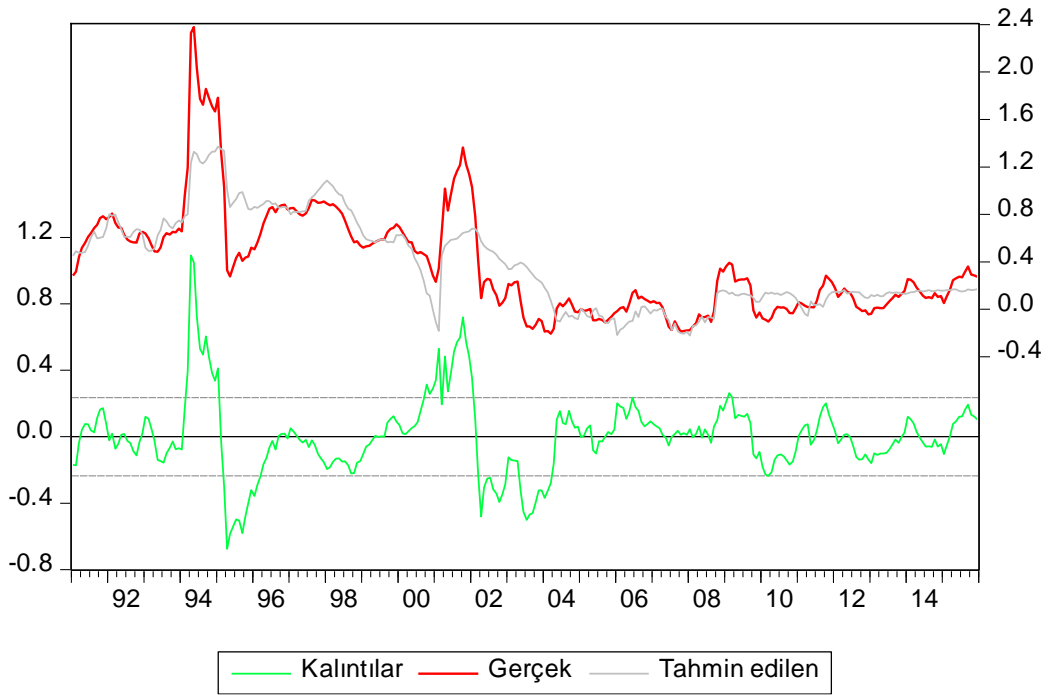
Grafik 2: Trendli Düzeyde Kırılma Tahmin Grafiği



Grafik 3: Rejim Değişikliği Tahmin Grafiği



Grafik 4: Trendde Kırılma ve Rejim Değişikliği Tahmin Grafiği



Kaynakça

- Abuaf, N., & Jorion, P. (1990). Purchasing power parity in the long run. *The Journal of Finance*, 45(1), 157-174.
- Alba, J. D., & Park, D. (2005). An empirical investigation of purchasing power parity (PPP) for Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 27(8), 989-1000.
- Arai, Y., Kurozumi, E., 2007. Testing for the Null Hypothesis of Cointegration with a Structural Break. *Econometric Reviews* 26 (6), 705-739.
- Aslan, N., & Kanbur, A. N. (2007). Türkiye'de 1980 sonrası satın alma gücü paritesi yaklaşımı. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(2), 9-43.
- Aslan, Ö., & Korap, L. (2009). Are real exchange rates mean reverting? Evidence from a panel of OECD countries. *Applied Economics Letters*, 16(1), 23-27.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- Bahmani-Oskooee, M. (1998). Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries?. *Economics Letters*, 58(3), 339-344.
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., & Lee, K. C. (2014). Purchasing power parity in the BRICS and the MIST countries: Sequential Panel Selection Method. *Review of Economics & Finance*, 4(1), 1-12.
- Bozoklu, Ş., & Yılcı, V. (2010). Reel döviz kurlarının durağanlığı: E7 ülkeleri için ampirik bir inceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Ceviz, I., & Ceylan, R. (2015). Kırılgan Beşlide Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) Hipotezinin Test Edilmesi. *Journal of Yaşar University*, 10(37), 6381-6393.
- Chang, T., Liu, W. C., Tzeng, H. W., & Yu, C. P. (2010). Purchasing power parity for G-7 countries: panel SURADF tests. *Applied Economics Letters*, 17(12), 1223-1228.

- Cuestas, J. C., & Regis, P. J. (2013). Purchasing power parity in OECD countries: Nonlinear unit root tests revisited. *Economic Modelling*, 32, 343-346.
- Çağlayan, E., & Saçaklı, İ. (2006). Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri İle İncelenmesi. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 20(1).
- Çağlayan, E., & Şak, N. (2009). Oecd ÜlkeleriNde Satınalma Gücü Paritesi: Panel EşBütünleme Yaklaşımı. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(1).
- Demir, A., & Kıymaz, H. (1999). Satın Alma Gücü Paritesi Ve Birlikte Bütünleşme Türkiye Ve Ana Ticaret Ortakları Uygulaması. *Iktisat İşletme ve Finans*, 14(162), 32-49.
- Divino, J. A., Teles, V. K., & De Andrade, J. P. (2009). On the purchasing power parity for Latin-American countries. *Journal of Applied Economics*, 12(1), 33-54.
- Erlat, H. (2003). The nature of persistence in Turkish real exchange rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97.
- Frankel, J. A. (1986). International capital mobility and crowding out in the US economy: imperfect integration of financial markets or of goods markets?. in: Hafer, R. (Ed.), How Open is the US Economy, Lexington: Lexington Books
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries. *Journal of International Economics*, 40(1), 209-224.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996a). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996b). Tests for the Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 3, 555-560.
- Guloglu, B., Ispir, S., & Okat, D. (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.

- Güney Ö. , P., Telatar, E., & Hasanov, M. (2012). Re-examining purchasing power parity for selected emerging markets and African countries. *Applied Economics Letters*, 19(2), 139-144.
- Güney, A., & Tunalı, H. (2015). Satınalma Gücü Paritesi Teorisinin Döviz Kuru Belirleme Modeli Olabilirliği Üzerine Ampirik Bir İnceleme: Türkiye Örneği. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*.
- Hatemi-j, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Holmes, M. J., Otero, J., & Panagiotidis, T. (2012). PPP in OECD countries: an analysis of real exchange rate stationarity, cross-sectional dependency and structural breaks. *Open Economies Review*, 23(5), 767-783.
- Karagöz, K., & Saraç, T. B. (2016). Testing the Validity of PPP Theory for Turkey: Nonlinear Unit Root Testing. *Procedia Economics and Finance*, 38, 458-467.
- Kasman, S., Kasman, A., & Ayhan, D. (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.
- Kejriwal, M., 2008. Cointegration with Structural Breaks: An Application to the Feldstein-Horioka Puzzle. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 12 (1), 1-37.
- Kim, Y. (1990). Purchasing power parity in the long run: a cointegration approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(4), 491-503.
- Lau, C. K. M. (2009). A more powerful panel unit root test with an application to PPP. *Applied Economics Letters*, 16(1), 75-80.
- Liew, V. K. S., Baharumshah, A. Z., & Chong, T. T. L. (2004). Are Asian real exchange rates stationary?. *Economics Letters*, 83(3), 313-316.
- Lopcu, K., Dülger, F., & Burgaç, A. (2013). Relative productivity increases and the appreciation of the Turkish lira. *Economic Modelling*, 35, 614-621.

- Lothian, J. R., & Taylor, M. P. (1996). Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of political economy*, 488-509.
- MacDonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, Routledge.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Ng, S., Perron, P., 2001. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica* 69 (6), 1519-1554.
- Oskooee, M. B., Chang, T., & Lee, K. C. (2013). Purchasing Power Parity in the BRICS and the MIST Countries: Sequential Panel Selection Method. *Review of Economics and Finance*, 4, 1-12.
- Özdemir, Z. A. (2008). The purchasing power parity hypothesis in Turkey: evidence from nonlinear STAR error correction models. *Applied Economics Letters*, 15(4), 307-311.
- Papell, D. H. (1997). Searching for stationarity: Purchasing power parity under the current float. *Journal of international Economics*, 43(3), 313-332.
- Papell, D. H., & Prodan, R. (2006). Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural change. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(5), 1329-1349.
- Sarno, L. (2000). Real exchange rate behaviour in high inflation countries: empirical evidence from Turkey, 1980-1997. *Applied Economics Letters*, 7(5), 285-291.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2002). Purchasing power parity and the real exchange rate. *IMF staff papers*, 49(1), 65-105.
- Sayyan, H. (2005). Satınalma Gücü Paritesi: Vektör Hata Giderme Modeli Yaklaşımı. *Iktisat Isletme ve Finans*, 20(232), 96-104.
- Seyrek, İ. (2003). Purchasing Power Parity And The Turkish Exchange Rate. *Akdeniz University Faculty of Economics & Administrative Sciences Faculty Journal/Akdeniz Universitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(6).

- Soon, S. V., Baharumshah, A. Z., & Ahn, S. K. (2015). Real Exchange Rate Dynamics in the Asian Economies: Can Regime Shifts Explain Purchasing Power Parity Puzzles?. *Global Economic Review*, 44(2), 219-236.
- Şener, S., Yılançı, V., & Canpolat, E. (2015). Satın Alma Gücü Paritesi Ve Varyasyonlarının Türkiye İçin Sınanması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(25), 53-63.
- Taylor, M. P., & Sarno, L. (1998). The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period. *Journal of international Economics*, 46(2), 281-312.
- Telatar, E., & Kazdagli, H. (1998). Re-examine the long-run purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: the case of Turkey 1980–93. *Applied Economics Letters*, 5(1), 51-53.
- Yavuz, N. Ç. (2009). Purchasing power parity with multiple structural breaks: evidence from Turkey". *Economics Bulletin*, 29(2), 1201-1210.
- Yazgan, M. E. (2003). The purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: a re-examination of the case of Turkey. *Applied Economics Letters*, 10(3), 143-147.
- Yıldırım, O. (2003). Döviz kurları çerçevesinde satınalma gücü paritesinin zaman serisi analizi ve Türkiye ekonomisi uygulaması. *Bankacılar Dergisi*, 44, 3-14.
- Yıldırım, S., & Yıldırım, Z. (2012). Reel Efektif Döviz Kuru Üzerinde Kırılmalı Birim Kök Testleri ile Türkiye için Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliğinin Sınanması. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(2), 221-238.
- Yıldırım, D. (2016). *Empirical Investigation of Purchasing Power Parity for Turkey: Evidence from Recent Nonlinear Unit Root Tests* (No. 1604). ERC-Economic Research Center, Middle East Technical University.
- Yıldırım, D., & Orman, E. E. (2016). The Feldstein-Horioka Puzzle in the Presence of Structural Breaks: Evidence from China (No. 1601). ERC-Economic Research Center, Middle East Technical University.
- Xu, Z. (2003). Purchasing power parity, price indices, and exchange rate forecasts. *Journal of International Money and Finance*, 22(1), 105-130.