

REEL DÖVİZ KURUNUN ASİMETRİK DAVRANIŞI

Ebru ÇAĞLAYAN

Marmara Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Yardımcı Doçent Dr.

ASYMMETRIC BEHAVIOUR OF THE REAL EXCHANGE RATE

Abstract: This paper empirically examines the behavior of the real exchange rate between Turkish Lira and US Dollar to analyze the validity of the relative purchasing power parity. A conventional way to assess the validity of the purchasing power parity is by testing the stationarity of the real exchange rate.

In this paper, the empirical results indicated that asymmetric behavior exist in the real exchange rate and then stationary for the real exchange rate analyzed by testing the quantile unit root test which was introduced by Koenker and Xiao (2004). Quantile Unit Root Test (QUR) has good power in presence of asymmetric dynamics compared with classical unit root tests. The results of analyses suggest that the real exchange rate series possesses different unit root behavior of both low quantiles and high quantiles. The relative purchasing power parity might be valid in the high quantiles.

Keywords: Real Exchange Rate, Relative Purchasing Power Parity, Quantile Unit Root Test.

I. GİRİŞ

Gustav Cassel tarafından ortaya atılan satın alma gücü paritesi yaklaşımı döviz kurunun belirlenmesinde en çok kabul gören teorilerinden biridir [2]. Bu teori tek bir fiyat kanununun tek bir mal yerine tüm mal piyasalarına uygulanmasıdır. Satın alma gücü paritesi mutlak ve nispi olmak üzere iki şekilde incelenmektedir. Mutlak satın alma gücü paritesi oldukça kısıtlıdır. Bu paritenin gerçekleşmediği durumlarda nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olacağı beklenmektedir.

Nispi satın alma gücü paritesi mutlak satın alma gücü paritesi gibi belirli bir anda döviz kurunun ne olacağı sorusu ile ilgilenmeyip, kurların nasıl değişeceğini açıklamaya çalışmaktadır. Bu parite her bir ülkedeki farklı malların fiyatlarının değişmeyeceğini varsayan enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Nispi satın alma gücü paritesinde döviz kuru,

$$\frac{e_1 - e_0}{e_0} = p_1 - p_1^*$$

olacaktır. Burada, e_1 : t dönemindeki döviz kuru, e_0 : t döneminden önceki döviz kuru, p_1 :incelenen ülke

REEL DÖVİZ KURUNUN ASİMETRİK DAVRANIŞI

Özet: Bu çalışmada nispi satın alma gücü paritesinin geçerliliğini analiz etmek amacıyla Türk Lirası ile ABD Doları arasındaki reel döviz kuru davranışı incelenmiştir. Uygulamada satın alma gücü paritesinin geçerliliğini belirlemek için reel döviz kurunun durağanlığının test edildiği görülmektedir.

Bu çalışmada, deneysel sonuçlar reel döviz kurunun asimetrik davranışa sahip olduğunu göstermiştir ve bu nedenle reel döviz kuru için durağanlık analizi Koenker ve Xiao (2004) tarafından ortaya atılmış Kantil Birim Kök Testi ile yapılmıştır [1]. Kantil Otoregresyon Modele dayanan Kantil Birim Kök Testi (QUR) asimetrik dinamiklerin varlığında klasik birim kök testleri ile karşılaştırıldığında daha iyi güce sahiptir. Analiz sonuçları reel döviz kurunun hem düşük ve hem de yüksek kantillerde farklı birim kök davranışlarına sahip olduğunu göstermektedir. Yüksek kantillerde nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olabileceği söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, Nispi Satın Alma, Gücü Paritesi, Kantil Birim Kök Testi

enflasyon oranı ve p_1^* : yabancı ülke enflasyon oranıdır. Nispi satın alma gücü paritesine göre ulusal para ile yabancı para arasındaki döviz kuru, mutlak satın alma gücü paritesindeki gibi bu iki ülkenin mutlak fiyat düzeylerini değil, fiyat artışlarını yani enflasyon oranları farkını yansıtacak biçimde değişmektedir [3].

Nispi satın alma gücü paritesi iki ülke döviz kurundaki yüzde değişikliğin ulusal fiyat seviyelerindeki yüzde değişiklik arasındaki farklılığa eşit olduğunu ifade eder [4]. Uygulamada nispi satın alma gücü paritesinin geçerliliğini araştırmak için reel döviz kurunun durağanlığı incelenecektir. Nispi satın alma gücü paritesinde reel döviz kuru,

$$\Delta r_t = \Delta e_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t$$

olarak elde edilir. Burada, e_t :Nominal döviz kuru, p_t :incelenen ülke fiyat seviyesi ve p_t^* :yabancı ülke fiyat seviyesidir, Δ ise ilk farkları ifade etmektedir [5]. Bilindiği gibi logaritmik bir değişkenin ilk farkının alınması incelenen değişkendeki büyüme oranının belirlenmesinde kullanılan bir yaklaşımdır. Reel döviz kurunun belirmesinde kullanılan en yaygın kullanılan

hesaplama yöntemlerinden biri satın alma gücü paritesidir. Satın alma gücü paritesinin geçerliliği araştırılırken reel döviz kurunun durağanlığı incelenmektedir. Reel döviz kuru durağansa, uzun dönemde nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olabileceği söylenebilir [5].

Çalışmada asimetrik dağılıma sahip olan reel döviz kurunun durağan olup olmadığını incelemek için Koenker ve Xiao tarafından geliştirilen Kantil Birim Kök Testi uygulanacaktır [1]. Kantil otoregresyon yaklaşımına dayanan bu birim kök testi, serilerin kalın kuyruk olması durumunda robust tahminçiler sağlamaktadır. Kantil otoregresyon yaklaşımı satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin incelenmesinde alternatif bir yaklaşımdır. Bu yaklaşım kullanılarak farklı büyüklüklerdeki şokların reel döviz kuru dinamiklerinde meydana getireceği farklılıklar ortaya konularak, satın alma gücü paritesinin geçerliliği hakkında bilgi elde etmek mümkün olabilmektedir.

Yeni geliştirilmiş bir test olması nedeni ile literatürde Kantil otoregresyon modele dayanan bu testin uygulandığı az sayıda çalışma bulunmaktadır. Koenker ve Xiao çalışmalarında ABD faiz oranlarını incelemişlerdir ve işsizlik oranı ve benzin fiyatlarının durağanlık analizi için hem t-oranlarına hem de Cramer Von Mises ve Kolmogorov-Smirnov yaklaşımına dayanan Kantil Birim Kök testlerini kullanmışlardır [1,6,7]. Lima ve Sampaio çalışmasında asimetrik dağılıma sahip kamu borçları için aynı birim kök testini kullanarak, medyan ve yüksek kantillerde kamu borçları serisinin birim köke sahip olmadığını bulmuşlardır [7].

II. KANTİL BİRİM KÖK ANALİZİ

Bilindiği gibi birim kök hipotezlerinin incelendiği testlerde normal dağılım şartının sağlanması gerekmektedir. Özellikle iktisadi ve finansal serilerin çoğunun kalın kuyruğa sahip olması, normal dağılımın sağlanamaması durumunda bu testlerin performansı zayıf olmaktadır.

Finans ile ilgili yapılan birçok çalışma incelendiğinde, finansal serilerin dağılımlarının çoğunun kalın kuyruğa sahip olduğu görülmektedir. Normal dağılım sözkonusu olmadığında bu seriler için durağanlık kantil regresyona dayanan birim kök testi ile incelenebilir. Koenker ve Xiao tarafından önerilen bu yeni yaklaşım, Kantil otoregresif sürece dayanmakta ve birim kök hipotezlerinin test edilmesinde en küçük karelere dayanan birim kök testlerinden daha robust sonuçlar vermektedir [1]. Kantil otoregresyona dayanan birim kök testi ile inceleme yapılırken, farklı kantillerde farklı birim kök davranışları ile karşılaşmak mümkün olacaktır. Lokal olarak durağan olmayan bir serinin global olarak durağan olması mümkün olabilmektedir.

Kantil Otoregresyon Modeli zaman serileri asimetrik özellik gösterdiğinde alternatif bir yol sağlayacaktır. Bu modelde bağımlı değişken y_t 'nin τ 'uncu şartlı kantil fonksiyonu bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin doğrusal fonksiyonu olarak açıklanmaktadır. Buna göre, p gecikmeli y_t 'nin τ 'uncu şartlı kantil fonksiyonu,

$$Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau)y_{t-1} + \dots + \theta_p(\tau)y_{t-p}$$

veya

$$Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = x_t^T \theta(\tau)$$

şeklinde gösterilebilir ve QAR(p) modeli olarak ifade edilebilir. Burada $x_t^T = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})^T$ dir.

Kantil otoregresyon modelinde otoregresif katsayıların $(\hat{\theta}(\tau))$ tahmini, artıkların fonksiyonunun minimizasyonu,

$$\min_{\theta \in R^{p+1}} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i^T \theta)$$

ile yapılmaktadır. Kantil otoregresyon modelinde otoregresif katsayılar değerleri belirlenen kantillerle bağlıdır ve farklı kantillerde farklı ortalamaya dönme davranışı gösterirler, yani farklı değerler alabilirler.

Kantil otoregresyona dayanan birim kök testinin uygulanmasında yeni hipotezler ve çıkarımlar kullanılmaktadır. Bu testi uygulamak için uygun gecikme uzunluğu belirlenerek, simetri test edilmekte ve farklı kantiller için birim kök analizi yapılmaktadır.

II.1. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Koenker ve Machado tarafından önerilen ve Kolmogorov-Smirnov istatistiğinin kullanıldığı LR test istatistiği hesaplanmaktadır [8]. Bu test istatistiğinin hesaplanması için kısıtlı ve kısıtsız model oluşturulmaktadır. LR test istatistiği,

$$L_n(\tau) = \frac{2(\tilde{V}(\tau) - \hat{V}(\tau))}{\tau(1-\tau)s(\tau)}$$

olarak hesaplanır. Burada kısıtsız model için $x_t^T = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})^T$ dir ,

$$\hat{V}(\tau) = \min_{\theta \in R^{p+1}} \sum \rho_{\tau}(y_i - x_i^T \theta)$$

ve kısıtlı model için $x_{1t}^T = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-(p-1)})^T$ dir ve

$$\tilde{V}(\tau) = \min_{\theta \in R^p} \sum \rho_\tau(y_i - x_i^T \theta)$$

olarak hesaplanır. $s(\tau)$ ise sparsity fonksiyonudur ve

$$s(\tau) = \frac{1}{f(F^{-1}(\tau))}$$

olacaktır. Sparsity fonksiyonun hesaplanmasında Bofinger bandwidth kullanılmaktadır [9]. Koenker ve Xiao Monte Carlo çalışmalarında Bofinger bandwidthın mantıklı üst sınırlar sağladığı göstermişlerdir [1].

Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için kısıtlı ve kısıtsız modeller oluşturularak LR test istatistiği hesaplanarak incelenen tüm kantiller için ($\tau \in T$),

$$H_0 : \theta_p(\tau) = 0$$

hipotezi test edilir. Belirlenen kantillere bağlı olarak p'inci otoregresif katsayımın anlamlılığı test etmek için Koenker ve Machado [8] tarafından önerilen Kolmogorov-Smirnov yaklaşımı ile birleşim testi için Kolmogorov-Smirnov tipi istatistik,

$$\sup_{\tau \in T} L_n(\tau)$$

olarak hesaplanarak Andrews [10] kritik değeri ile karşılaştırılarak uygun gecikme uzunluğu belirlenir. Temel hipotezin reddi, incelenen gecikme uzunluğunun geçerli olduğunu göstermektedir.

II.2. Simetrimin İncelenmesi

Bu testin yapılmasının amacı, gerçekten verinin asimetric dinamiklerinin varlığının istatistiksel kanıtlarının olup olmadığının incelenmesidir. Kantil otoregresyon modeller için simetrimin incelenmesinde kısıtlar oluşturularak Kolmogorov-Smirnov yaklaşımına dayanan Wald testi uygulanır. Simetrimin incelenmesi için Wald Test istatistiği hesaplanarak,

$$H_0 : R\theta(\tau) = r$$

hipotezi test edilir. Burada $R = [0_{p \times 1} : I_p]$ ve $r = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p]^T$ dir ve katsayılar için kısıtları göstermektedir. Kısıtsız model için $\hat{V}_n(\tau)$,

$$\hat{V}_n(\tau) = \sqrt{n} [R\hat{\Omega}_1^{-1}\hat{\Omega}_0\hat{\Omega}_1^{-1}]^{-1/2} (R\hat{\theta}(\tau) - \hat{r})$$

veya

$$\hat{V}_n(\tau) \Rightarrow B_q(\tau) - f(F^{-1}(\tau)) [R\hat{\Omega}_0^{-1}R^T]^{-1/2}$$

olarak hesaplanır. $\hat{V}_n(\tau)$ ' ya martingale dönüşümü (K) yapılarak kısıtlı model için $\tilde{V}_n(\tau)$,

$$\tilde{V}_n(\tau) = K\hat{V}_n(\tau) = \hat{V}_n(\tau) - \int_0^\tau \left[g_n(s)^T C_n^{-1}(s) \int_s^1 g_n(r) d\hat{V}_n(r) \right] ds$$

olarak hesaplanır. Kolmogorov- Smirnov tipi istatistik,

$$KH_n = \sup_{\tau \in T} \|\tilde{V}_n(\tau)\|$$

olarak hesaplanarak Koenker ve Xiao [11] kritik değerleri ile karşılaştırılır. Temel hipotezin reddi, incelenen seride asimetric davranışın varlığını gösterir.

II.3. Durağanlığın İncelenmesi

Kantil Otoregresyon süreci birim kök hipotezlerinin testinde klasik yöntemlere göre daha robust bir yaklaşımdır. QAR(p) Modeli için birim kök analizinde temel hipotez belirlenen tüm kantiller için birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez,

$$H_0 : \theta_1(\tau) = 1$$

olarak kurulur. Kantil otoregresyon modellerinde t istatistiği klasik ADF t istatistiğinden farklı hesaplanır. Kantil birim kök analizinde t istatistiği için sparsity fonksiyonunun hesaplanmasında Bofinger bandwidth kullanılmıştır [9]. Kantil otoregresyon birim kök testi için t-oranı test istatistiği,

$$t_n(\tau) = \frac{f(F^{-1}(\tau))}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y_{-1}^T P_X Y_{-1})^{1/2} (\hat{\alpha}_1(\tau) - 1)$$

olarak elde edilir. Burada $f(F^{-1}(\tau))$, $f(F^{-1}(\tau))$ 'nin tutarlı tahmincisidir, Y_{-1} , (y_{i-1}) bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin vektörü, P_X projeksiyon matrisidir. $t_n(\tau)$ 'nin dağılımı standart değıldir ve δ parametresine bağılıdır. δ , w_t ile $\psi_\tau(u, \tau)$ arasındaki uzun dönem korelasyon katsayısıdır. Bu parametre,

$$\delta = \delta(\tau) = \frac{\sigma_{w\psi}(\tau)}{\sigma_w^2}$$

şeklinde hesaplanır.

$$u_\sigma = y_t - x_t^T \alpha(\tau), \quad \psi_\tau(u) = \tau - I(u < 0), \quad \omega = \Delta y_t$$

dir. Burada σ_w^2, w_t 'nin uzun dönem varyansı ve $\sigma_{w\psi}$ ise w_t ile $\psi_\tau(u, \tau)$ uzun dönem kovaryansıdır.

$t_n(\tau)$ test istatistiği için kritik değerler Hansen çalışmasından elde edilmektedir [12]. Uygun kritik değerlerin belirlenebilmesi için δ parametresinin elde edilmesi gereklidir.

III. VERİLER

Çalışmada nispi satın alma gücü paritesinin geçerliliğini incelemek için 1995.01-2004.08 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Burada kullanılan veriler IMF Uluslar arası istatistiklerinden elde edilmiştir.

Nispi satın alma gücü paritesinin geçerliliği araştırılacağından, durağanlığı incelenecek döviz kuru serisi, iki ülke döviz kurundaki yüzde değişikliğin ulusal fiyat seviyelerindeki yüzde değişiklik arasındaki farklılığa eşit olacak şekilde hesaplanmıştır. Buna göre nispi satın alma gücü paritesi için reel döviz kuru,

$$\Delta r_t = \Delta e_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t$$

olarak hesaplanmıştır. Ulusal fiyat seviyelerini için Türkiye tüketici fiyat endeksi ile ABD tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır.

Çalışmada asimetrik dağılıma sahip olan reel döviz kurunun durağan olup olmadığını incelemek için farklı kantillerdeki (10-90'ıncı kantiller) birim kök davranışları kantil otoregresyona dayanan kantil birim kök testi ile incelenmiştir. Burada kantil birim kök testi t-oranları yaklaşımı ile yapılmıştır. Bu analiz yardımı ile reel döviz kurunun düşük, orta ve yüksek şoklara karşı satın alma gücü paritesi denge değerine yaklaşım eğilimi ortaya konulacaktır.

IV. BULGULAR

Çalışmada ilk olarak reel döviz kurunun klasik ADF denkleminin artıklarının dağılımı incelenmiştir. Normal dağılım şartının sağlanmadığı durumlarda ve uç değerler bulunduğu kantil regresyona dayanan testler en küçük karelere dayanan testlere göre daha robust ve etkindir. Kalın kuyruk dağılımı söz konusu olduğunda, bu testlerin performansı en küçük karelere dayanan testlere göre daha yüksektir [1]. Reel döviz kurunun dağılımını incelemek amacıyla ile denklemin artıklarının tanımlayıcı istatistikleri elde edilmiştir. Eğiklik değeri: 0.36, basıklık değeri: 8.85 ve Jarque-Bera değeri ise 165.63'tür. Bu değerlere göre reel döviz kuru asimetrik, basıklık 3'ten büyük olduğu için sivri ve kalın kuyruğa sahip ve Jarque-Bera testi sonuçlarına göre normal dağılıma sahip değildir. Yapılan analiz sonucunda incelenen serinin basıklık ölçüsünün 0.05 anlamlılık düzeyine göre anlamlı, eğiklik ölçüsünün ise 0.10 anlamlılık düzeyine göre anlamlı, Jarque-Bera testinin 0.05 anlamlılık düzeyine göre anlamlı olduğu görülmüş ve serinin normal dağılmadığı kararına varılmıştır.

Nispi Satın Alma Gücü Paritesinin incelenen dönemde Türkiye için geçerliliğini araştırmak amacıyla asimetrik dağılıma sahip reel döviz kurunun Kantil Birim Kök Analizi yapılırken ilk olarak kantil otoregresyon modelinin gecikme uzunluğu belirlenmiş, daha sonra simetri analizi yapılarak t-oranlarına dayanan kantil birim kök testi yapılmıştır.

Bofinger bandwidth kullanılarak hesaplanan Kolmogorov-Smirnov tipi LR istatistiği sonuçlarına göre kantil otoregresyon modelinin gecikme uzunluğu altı olarak belirlenmiştir. Tablo.1'de her bir gecikme için test istatistiği sonuçları yer almaktadır. Test istatistiği değerleri Andrews tablosu ile karşılaştırılarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmiştir [10]. y_t 'nin şartlı kantiline dayanan altı gecikmeli QAR(6) modeli,

$$Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \beta_1(\tau)y_{t-1} + \beta_2(\tau)y_{t-2} + \beta_3(\tau)y_{t-3} + \beta_4(\tau)y_{t-4} + \beta_5(\tau)y_{t-5} + \beta_6(\tau)y_{t-6}$$

olacaktır.

Tablo.1. Gecikme Uzunluğu Test Sonuçları

Değişkenler	$\sup \text{Ln}(\tau)$	H_0 hipotezi
y_{t-7}	1.94	reddedilemez
y_{t-6}	6.02	red
y_{t-5}	7.51	red
y_{t-4}	6.39	red
y_{t-3}	9.19	red
y_{t-2}	5.03	red

* Kritik değerler Andrews çalışmasından elde edilmiştir Andrews, D.W.K. (1993). *Tests for Parameter Instability and Structural change With Unknown Change Point. Econometrica*, 61(4), 840. [10].

Kantil otoregresyon modelleri için asimetrik dinamiklerin testi için Kolmogorov-Smirnov tipi Wald istatistiği hesaplanarak, asimetrik özelliğinin olup olmadığı incelenmiştir. Altı gecikmeli kantil otoregresyon modelinin katsayılarının simetrikliğini test etmek için ilk olarak en küçük kareler yardımı ile parametrelerin tahmini elde edilmiştir. Altı gecikmeli kantil otoregresyon modelindeki katsayıların simetrikliğinin incelenmesi için temel hipotez,

$$H_0 : \beta_i(\tau) = \beta_{i,EKK}, i=1, \dots, 6$$

olarak kurulmuştur. Martingale dönüşümü yapılarak elde edilen Wald test sonuçları Tablo.2'de verilmiştir. Birinci sütunda incelenen değişkenler, ikinci sütunda en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen parametre tahminleri, üçüncü sütunda Wald test istatistiği değerleri yer almaktadır. Tablo incelendiğinde, temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu incelenen reel döviz kuru

serisinin asimetrik dinamiklere sahip olduğunu göstermektedir.

Tablo.2. Simetri Test Sonuçları

Değişkenler	β_j 'nin EKK tahmini	Test İstatistiği	H_0 hipotezi
y_{t-1}	0.4960	2.47	red
y_{t-2}	-0.2737	2.64	red
y_{t-3}	0.0550	2.52	red
y_{t-4}	0.0374	4.68	red
y_{t-5}	-0.1903	5.23	red
y_{t-6}	0.1099	5.23	red

*Kritik Değerler Koenker ve Xiao çalışmasından elde edilmiştir Koenker, R. & Xiao, Z. (2001). *Inference on the Quantile Regression Process: Electronic Appendix*. (<http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/inference>). [10.01.2006] [11]. Kritik değer %5 için 2.140

Tablo.3'de reel döviz kurunun farklı kantillerdeki (10-90'ıncı kantiller) birim kök davranışları özetlenmiştir. Birinci sütunda incelenen kantiller bulunmaktadır. Otoregresif katsayı tahminlerinin farklı kantillerde farklı değerlere sahip olduğu görülmüştür. Her bir kantildeki otoregresif kökler nokta tahminlerinden elde edilen kanıt dayanarak birim kök sürecinin sabit olmadığı söylenebilir. Otoregresif katsayı tahminleri farklı kantillerde farklı değer aldığından bu asimetrik dinamikleri gösterir. Düşük kantillerdeki otoregresif katsayı değerleri yüksek kantillerden daha küçüktür. İkinci sütunda her bir kantildeki kantil otoregresyona dayanan t değerleri yer almaktadır. Tabloyu incelediğimizde, t-oranı testi sonuçlarına göre, reel döviz kurunun yüksek kantillerde daha çok durağan olmaya yakın olduğu söylenebilir.

Tablo.3. $t_n(\tau)$ Sonuçları

τ	$t_n(\tau)$	δ^2	H_0 hipotezi
0.10	5.973	0.304	Reddedilemez
0.20	3.081	0.316	Reddedilemez
0.30	1.264	0.360	Reddedilemez
0.40	1.411	0.432	Reddedilemez
0.50	-0.402	0.489	Reddedilemez
0.60	-2.141	0.554	Reddedilemez
0.70	-7.948	0.629	Red
0.80	-5.517	0.604	Red
0.90	-4.697	0.722	red

*%5'e göre $t_n(\tau)$ istatistiğinin asimtotik kritik değerleri Hansen çalışmasından elde edilmiştir: Hansen B. (1995). *Rethinking The Univariate Approach to Unit Root Tests: How to Use Covariates to Increase Power. Econometric Theory*, 11(5), 1155. [12].

Temel hipotez,

$$H_0 : \beta_1(\tau) = 1$$

alternatif hipotez,

$$H_1 : \beta_1(\tau) < 1$$

olarak kurulmuştur. Kritik değerler Hansen'in çalışmasından elde edilmiştir [12].

Reel döviz kurunun düşük kantillerde ve medyanda durağan olmadığı görülmekte, birim kökün varlığı düşük kantillerde reddedilememektedir. 70, 80 ve 90'ıncı kantillerde t değerleri tablo değerlerinden daha negatif olduğu için birim kök varlığı reddedilmektedir. Yüksek kantillerde reel döviz kurunun durağan olması nedeni ile 70, 80 ve 90'ıncı kantillerde nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olabileceği söylenebilir.

Elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde reel döviz kurunun dinamiklerinin farklı büyüklükteki şoklardan etkilendiği görülmektedir. Düşük ve orta şiddetli şoklarda reel döviz kuru dengeye gelmezken, yüksek şoklarda reel döviz kurunun ortalamaya dönme eğiliminin hızlı olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgu satın alma gücü paritesi teorisi ile paralellik göstermektedir. Buna göre, reel döviz kuru büyük şoklardan etkilendiğinde veya kendi satın alma gücü paritesi dengesinden uzaklaştığında düzelme hızı (ortalamaya dönme eğilimi) daha hızlı olacaktır.

V. SONUÇ

Satın alma gücü paritesi bilindiği gibi yüksek enflasyona sahip ve az gelişmiş ülkeler için daha çok destek görmüş bir teoridir. Yüksek enflasyonlu ülkelerde Satın alma gücü paritesinin düşük enflasyonlu ülkelere daha fazla geçerli olması bu ülkelerin fiyatlarındaki genel artış etkisinin endeks bileşimindeki değişimin etkisinden daha fazla olması ile açıklanabilir.

Daha kısıtlı olması nedeni ile yapılan çalışmalar mutlak satın alma gücü paritesinin geçerli olmasına çok nadir rastlandığını, nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olabileceğini göstermektedir.

Satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin araştırıldığı birçok ekonometrik çalışmada da klasik birim kök testleri ile reel döviz kurunun durağanlığı incelenmiştir. Çalışmada incelediğimiz dönem için reel döviz kurunun asimetrik dağılım göstermesi, normal dağılıma sahip olmaması nedeni ile klasik birim kök testleri yerine Kantil otoregresyona dayanan Kantil Birim Kök Testi uygulanmıştır.

Birim kök testi sonucunda reel döviz kuru için düşük kantillerde birim kökün varlığı reddedilememiştir. Kantil birim kök testi ile incelenen dönem için 70,80 ve 90'ıncı kantillerde birim kök reddedilmiş ve nispi satın alma gücü paritesinin geçerliliği olabileceği görülmüştür. Sonuç olarak çalışmamızda reel döviz kurundaki büyük şokların ortalamaya dönme hızının daha hızlı olduğu görülmüştür. Enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu söylenebilir. Bilindiği gibi yüksek enflasyon içindeki

ülkelerde ülke parası terkedilip, daha istikrarlı olan yabancı ülke para birimine(dolar gibi) yönelmesi karşılaşılan bir durumdur. Bu durumda sözkonusu olan dolarizasyon nedeniyle ülke parası devalüe olacak ve dolarizasyon fiyatlarda ve kurlarda değişmelere neden olacaktır.

Bunun yanında endekste yer alan bazı malların fiyatındaki değişmeler diğerlerine göre kurları daha fazla etkileyebilir. Bu durumda endekste yer alan bu malların fiyatlarında yükselme olması, genel endeks üzerinde o oranda artış olmasa bile döviz kurlarının satın alma gücü paritesinin belirleyeceğinden daha yüksek ölçülerde artış göstermesine neden olacaktır.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- [1] Koenker, R. & Xiao, Z. (2004). Unit Root Quantile Autoregression Inference. *Journal of The American Statistical Association*, 99(467), 775-787.
- [2] Cassel, G. (1918). Abnormal Deviations in International Exchanges. *Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- [3] Seyidođlu, H. (2003). *Uluslararası Finans*. Geliştirilmiş Dördüncü Baskı, İstanbul; Güzem Can Yayınları.
- [4] Yarbrough, B.V. & Yarbrough, R.M. (1997). *The World Economy Trade and Finance*. Fourth Edition. Florida: The Dryden Press.
- [5] Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. New York: Palgrave.
- [6] Koenker, R. & Xiao, Z. (2005). *Quantile Autoregression*. (http://www.econ.brown.edu/staff/Elizabeth_Peralta/qar.pdf). [08.12.2005].
- [7] Lima, L.R. & Sampaio, R. (2005). The Asymmetric Behavior of the U.S. Public Debt. *Working Paper*. (<http://edge.fvg.br/portal/arquive/1862.pdf>). [24.11.2005].
- [8] Koenker, R. & Machado, J.A.F. (1999). Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression. *Journal of The American Statistical Association*, 94(448), 1296-1310.
- [9] Bofinger, E. (1975). Estimation of a Density Function Using Order Statistics. *Australian Journal of Statistics*, 17, 1-7.
- [10] Andrews, D.W.K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural change With Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- [11] Koenker, R. & Xiao, Z. (2001). *Inference on the Quantile Regression Process: Electronic Appendix*. (<http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/inference>). [10.01.2006].
- [12] Hansen B. (1995). Rethinking The Univariate Approach to Unit Root Tests: How to Use Covariates to Increase Power. *Econometric Theory*, 11(5), 1148-1171.

Ebru ÇAĞLAYAN (ecaglayan@marmara.edu.tr) holds a Ph.D. in Econometrics from the University of Marmara. She is a lecturer and researcher of Econometrics at the Marmara University. Her research interests include qualitative choice models, robust regression, nonparametric, and semi parametric regression.