

# Satın Alma Gücü Paritesinin Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan İçin Geçerliliği: Birim Kök ve Eşbütünleşme Analizi

Turhan Korkmaz\*

Emrah İsmail Çevik\*\*

Nüket Kırcı Çevik\*\*\*

## Öz

Bu çalışmada Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'da satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği geleneksel birim kök ve eşbütünleşme testleri yanında yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri ile de araştırılmıştır. Geleneksel birim kök ve eşbütünleşme testleri bu ülkelerde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olmadığını; buna karşın yapısal kırılmaları dikkate alan testler hipotezin geçerli olduğu sonucunu vermiştir. Ayrıca, 1998 yılında Rusya'da yaşanan ekonomik krizin söz konusu ülkelere ait döviz kurları serilerinde yapısal kırılmalara neden olacak derecede etkili olduğu sonucuna varılmıştır.

## Anahtar Kelimeler

Satın Alma Gücü Paritesi, Birim Kök, Eşbütünleşme, Yapısal Kırılma

## 1. Giriş

Nominal döviz kuru ile görelî fiyatlar arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını öne süren satın alma gücü paritesi hipotezi, döviz kurlarının ileriye yönelik hareketleri için basit bir önerme olmasına rağmen, bu hipotez

\* Prof. Dr., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü - Zonguldak / Türkiye  
korktur@yahoo.com

\*\* Yrd. Doç. Dr., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü - Zonguldak / Türkiye  
emrahic@yahoo.com

\*\*\* Yrd. Doç. Dr., Bülent Ecevit University, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü - Zonguldak / Türkiye  
nuket.kirci@yahoo.com

araştırmacılar tarafından büyük ilgi görmüş ve çok sayıda ülke için hipotezin geçerliliği ampirik olarak sınanmıştır. Satın alma gücü paritesi hipotezinin bu kadar büyük ilgi görmesinin nedeni; bu hipotezin ekonomik açıdan önemli sonuçlar doğuruyor olmasıdır. Örneğin Liew vd. satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olması durumunda, mal piyasalarının çok iyi entegre olduğunu ve buna bağlı olarak ülkeler arasında arbitraj imkanı olmayacağını belirtmiştir (2009a: 1). Telatar vd. satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olması durumunun reel döviz kurunun uzun dönem değeri için bir çıpa vazifesi yapacağını ve buna bağlı olarak politika yapıcılarının nominal döviz kurundaki kısa dönemli sapmaları değerlendirirken bu çıpadan faydalanabileceklerini belirtmişlerdir (2009: 157). Sarno ve Taylor (2002) satın alma gücü paritesi hipotezinin açık ekonomi makro modellerinin temelini oluşturduğunu ve bu hipotezin sağlanmaması durumunda bu modellerin geçerliliğini yitirdiğini belirtmişlerdir.

Satın alma gücü paritesi hipotezi reel döviz kurundaki şokların kalıcılık<sup>1</sup> derecesine göre belirlenecek olursa, elde edilen sonuçlar döviz kurlarının ne tür şoklara maruz kaldığı yönünde açıklayıcı olacaktır. Şöyle ki, Rogoff (1996) teknoloji şoku gibi reel ekonomi yönlü şokların reel döviz kurunda kalıcı etki yaptığını; bununla birlikte, para politikasındaki değişiklikler gibi toplam talep yönlü şokların reel döviz kurunda kalıcı bir etki oluşturmadığını belirtmiştir. Bu açıdan bakılırsa reel döviz kurunun birim kök içermesi o ülkenin ciddi reel şoklara maruz kaldığını; reel döviz kurunun durağan olması ise ülkenin toplam talep şokları ile karşı karşıya kaldığını göstermektedir. Ayrıca satın alma gücü paritesi hipotezi; uzun dönemli döviz kuru hareketlerini öngörmede, ülkelere ait milli gelir düzeylerinin uluslararası alanda karşılaştırılmasında, merkez bankası, uluslararası firmalar ve diğer döviz piyasası katılımcılarının döviz kur hareketleri için uzun dönemli politikalar oluşturmasında önemli rol oynamaktadır.

Satın alma gücü paritesi hipotezi ülkelerin dünya ile ne derecede entegre olduğunun göstergesi olarak değerlendirildiğinde geçiş ekonomileri olarak adlandırılan eski sosyalist ülkeler için ayrıca önem arz etmektedir. 1991 yılında Sovyetler Birliği'nin dağılması ile birlikte geçiş ekonomileri piyasa ekonomisine dönüşüm sürecine başlamışlardır. Solakoğlu (2006: 561) bu geçiş sürecini üç aşamada tanımlamıştır. İlk aşamada bu ülkeler mal ve hizmet fiyatlarını serbestleştirerek özelleştirme hareketini başlatmışlardır. İkinci aşamada dış ticaret üzerindeki tüm kısıtlamalar ortadan kaldırılmış ve son aşamada ise finansal kurumlar oluşturulmuş, rekabet politikası belirlenmiş, şirketlerin yeniden yapılandırılması başlamış ve altyapı reformları oluşturulmuştur.

Piyasa ekonomisine geçiş süreci bu ülkeler için önemli sorunları da beraberinde getirmiştir. Özel işletme, mülkiyet, vb. kavramlara dayalı piyasa

kültürünün henüz oluşmamış olması, söz konusu ülkelerin karşı karşıya kaldıkları problemlerden birkaçıdır. Bu ülkelerin bir diğer geçiş problemi ise Sovyetler Birliği döneminde ticaret açısından birbirlerine yüksek derecede bağımlı olmaları ve ticari faaliyetleri kendi aralarında gerçekleştirmeleri idi. Piyasa ekonomisine geçiş sürecinde bu ülkelerin geleneksel ticaret yapısını değiştirip rekabetçi kur politikaları uygulayarak uluslararası ticarete başlamaları ve dünya ile bütünleşmeleri gerekmektedir (Doğanlar 2006: 457).

Geçiş sürecinde yaşanan sıkıntılar ile satın alma gücü paritesi hipotezinin içerdiği sıkı varsayımlar birlikte dikkate alındığında bu hipotezin 1990'lı yıllarda geçiş ekonomileri için neden sağlanmadığına yönelik birtakım görüşler ortaya çıkmıştır. Örneğin, Halpern ve Wyplosz (1997) verimlilik ve reel ücretlerde artış yaşayan geçiş ekonomilerinde döviz kuru dengesinin yukarı yönlü trend sergilemesi gerektiğini belirtmiştir. Ayrıca, gerçekleşen şokların geçiş sürecindeki ekonomilerdeki reel döviz kurları üzerinde yüksek kalıcılığa sahip olduğunu ve buna bağlı olarak satın alma gücü paritesinde sapmalar yaratabileceğini belirlemişlerdir. Orłowski (1998) geçiş ekonomilerinde sermaye hesaplarının liberalleşmesinin sermaye akımlarını azaltmak vasıtasıyla reel döviz kurunu arttırabileceğini ve bunun sonucu olarak satın alma gücü paritesi hipotezinin her zaman geçerli olamayacağını belirtmiştir (Payne vd. 2005: 666). Brada (1998) farklı tipte şoklara maruz kalan ülke ekonomilerinin reel döviz kurlarının zaman içerisinde farklı özellikler sergileyebileceğini ve buna bağlı olarak satın alma gücü paritesinde sapmalar meydana gelebileceğini belirtmiştir.

Dibooglu ve Kutun (2001) bu görüşü destekleyen sonuçlar elde etmişlerdir. Polonya ve Macaristan için reel ve nominal şokların, reel döviz kuru üzerindeki etkilerini araştırdıkları çalışmalarında; Polonya'da nominal şokların reel döviz kuru üzerinde etkili olduğunu belirlerken, Macaristan'da reel şokların reel döviz kurunu daha fazla etkilediği sonucuna varmışlardır. Doğanlar (2006) geçiş ekonomilerinde satın alma gücü paritesi hipotezinin gerçekleşmeme nedeni olarak; ticari kotaların varlığı, ulaştırma maliyetlerinin yüksekliği ve hükümet müdahalelerinin etkilerine vurgu yapmıştır.

Bu çalışmanın amacı, Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olup olmadığını ampirik olarak araştırmaktır. Literatürde söz konusu ülkeler için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olup olmadığını araştıran az sayıda çalışma olmasına rağmen, bu çalışmalar yapısal kırılmaların varlığını dikkate almamışlardır. Geçiş sürecinde yaşanan zorluklar, ekonomik krizler, uygulanan makroekonomik politikadaki değişiklikler vb. nedenlerden dolayı, söz konusu ülkelerin makroekonomik zaman serilerinde yapısal kırılma olma ihtimali yüksektir. Bu nedenle bu çalışmada, diğer çalışmalardan farklı olarak

Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için satın alma gücü paritesi hipotezinin varlığı araştırılırken, yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri uygulanmıştır.

## 2. Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Üzerine Literatür Özeti

Literatürde satın alma gücü paritesinin geçerliliğini test eden çalışmalar dört başlık altında incelenebilir. Birinci nesil çalışmalar, satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğini regresyon analizi ile araştırmıştır. Taylor (2006) söz konusu çalışmalardan elde edilen sonuçları, değişkenlere ait birim kök testlerini içermedikleri için eleştirmiştir.

İkinci nesil çalışmalar satın alma gücü paritesi hipotezinin varlığını birim kök ve eşbütünleşme testleri ile araştırmıştır (bu çalışmalara örnek olarak Doğanlar (1999 ve 2006), Barlow (2003), Beko ve Borsic (2007), Doğanlar vd. (2009), Koukouritakis (2009) gösterilebilir). Bazı çalışmalar ise; örneğin Cheung ve Lai (2001), Yoon (2009), Cuestas ve Gil-Alana (2009); reel döviz kurundaki kalıcılığın derecesini parçalı birim kök testleri ile araştırmıştır. Bununla birlikte bu çalışmalardaki birim kök ve eşbütünleşme testleri, veri sayısının az olmasından kaynaklanan güç (power) sorunu nedeniyle, döviz kurlarındaki gerçek süreci iyi tanımlayamadığı için eleştirilmiştir. Bazı çalışmalarda bu sorunun üstesinden gelebilmek için daha yüksek frekanslı (yıllık veri yerine aylık veri gibi) veriler kullanılmıştır. Hegwood ve Papel (1998) birim kök veya eşbütünleşme sınaması yaparken yüksek frekanslı veri kullanılmasının serilerde yapısal kırılma olma olasılığını arttırdığını saptamıştır. Bu nedenle, bazı çalışmalarda satın alma gücü paritesi hipotezi test edilirken yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri uygulanmıştır (bu çalışmalara örnek olarak Payne vd. (2005), Assaf (2008), Darne ve Hoararu (2008) gösterilebilir). Birim kök ve eşbütünleşme testlerindeki güç sorununun üstesinden gelebilmek için ise; Solakoğlu (2006), Robertson vd. (2009), Nagayasu ve Inakura (2009) satın alma gücü paritesi hipotezini araştırırken panel veri kullanmayı tercih etmişlerdir. Taylor ve Sarno (1998), Monte Carlo denemelerine dayanan analiz sonucunda panel birim kök testlerinde ele alınan serilerden biri veya birkaçının durağan olması durumunda sıfır hipotezini reddetme olasılığının oldukça yükseldiğini belirlemişlerdir. Bu durumda durağan olmayan seriler toplulaştırılmadan dolayı durağanmış gibi elde edilmektedir.

Satın alma gücü paritesi hipotezini araştıran son nesil çalışmalar ise döviz kurlarının doğrusal olmayan yapısını ele almışlardır (Kapetanios vd. 2003, Holmes ve Wang 2006, Sollis 2005, Liew vd. 2009a ve 2009b, Telatar ve Hasanov 2009). Bu çalışmalar reel döviz kurlarındaki doğrusal olmayan yapıyı eşik değerli (threshold) otoregresif modeller ve onun türevleri ile araştırmışlardır. Döviz kurlarındaki doğrusal olmayan yapıyı araştıran son

çalışmalar ise Markov rejim değişim modeline dayanmaktadır (Bergman ve Hansson 2005, Kanas ve Genius 2005, Kanas 2006 ve 2009).

Literatürde geçiş ekonomilerinde (özellikle Türkî Cumhuriyetlerde) satın alma gücü paritesinin varlığını araştıran kısıtlı sayıda çalışma mevcuttur. Doğanlar (2006) Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'da söz konusu hipotezin geçerli olup olmadığı birim kök ve eşbütünleşme testleri ile araştırmış ve bu ülkeler için hipotezin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Doğanlar'ın çalışmasından sonra bu ülkeleri dikkate alan çalışma sayısı artmaya başlamıştır. Solakoğlu (2006) panel birim kök testleri ile (aralarında Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'ın yer aldığı) geçiş ekonomilerinde satın alma gücü paritesi hipotezinin varlığını araştırmış ve bu ülkelerde hipotezin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Liew vd. (2009a) doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri uygulayarak Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'da satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığına dair bulgular elde etmiştir. Telatar ve Hasanov (2009) içlerinde Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'ın da bulunduğu geçiş ekonomilerinde satın alma gücü paritesinin geçerliliğini eşik değerli birim kök testleri ile araştırmış; Azerbaycan ve Kırgızistan'da hipotezin geçerli olduğuna dair bulgular elde etmişlerdir.

Literatürde yer alan çalışmalardan da görüldüğü üzere, Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için elde edilen bulgular, bu ülkelerde satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığına dair net bir fikir ortaya koymamaktadır. Buna ek olarak, makroekonomik politikalarda meydana gelen değişiklikler, krizler, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar şeklindeki dışsal şoklar ve bunun benzeri birçok sebepten dolayı gelişmekte olan ülkelerin makroekonomik değişkenlerinde yapısal kırılmaların varlığı saptanmıştır. Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için geçiş sürecinde yaşanan sıkıntılar ve 1998 Rusya krizinin etkisi dikkate alındığında, bu ülkelerde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğini araştırırken yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testlerini uygulamak ayrıca önem arz etmektedir.

### **3. Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'ın Temel Ekonomik Göstergeleri**

1991 yılında Sovyetler Birliğinin dağılmasının ardından Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan, diğer Doğu Bloku ülkeleri gibi piyasa ekonomisine geçiş sürecini başlatmışlardır. Özel mülkiyet, piyasa, şirket, döviz kuru gibi kavramların olmadığı Doğu Bloku ülkelerinde pazar ekonomisine geçiş süreci oldukça sıkıntılı olmuştur. Tablo 1'de Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYİH) yıllık büyüme oranı ve Tüketici Fiyat Endeksindeki (TÜFE) yıllık değişim oranı yer almaktadır.

Tablo 1'deki veriler dikkate alındığında, bu ülkelerde geçiş sürecinde yaşanan sıkıntılar daha net anlaşılabilir. 1992 ile 1995 yıllarında bu ülkelerde

ekonomik büyüme negatif olarak gerçekleşirken yıllık enflasyon oranı % 1500'leri geçmiştir. 1995 yılından sonra söz konusu ülke ekonomilerinin toparlanma sürecine girerek pozitif büyüme (bazı yıllarda negatif büyümeler gerçekleşmesine rağmen) gösterdiği görülmektedir. Özellikle son yıllarda (2005 ile 2010 yılları arasında) Azerbaycan ekonomisi yüksek büyüme oranlarına ulaşırken; Kazakistan ve Kırgızistan ekonomileri, Azerbaycan'a göre düşük olsa da, pozitif büyüme rakamlarına ulaşmıştır. Olumlu gelişme enflasyon oranlarında da görülmektedir. 1995 yılından sonra enflasyon oranları ciddi biçimde azalmış ve 2000'li yıllara gelindiğinde bu ülkelerde enflasyon tek haneli rakamlara inmiştir. Bununla birlikte, 2008 yılında bu ülkelerin enflasyon oranları yükselerek tekrar iki haneli rakamlara çıkmıştır.

**Tablo 1:** Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için GSYİH ve TÜFE Değerleri

Yıllar	GSYİH (Yıllık % Büyüme)			Enflasyon (TÜFE Yıllık % Büyüme)		
	Azerbaycan	Kırgızistan	Kazakistan	Azerbaycan	Kırgızistan	Kazakistan
1992	-22.60	-13.89	-5.30	912.30		
1993	-23.10	-15.46	-9.20	1129.04		
1994	-19.70	-20.09	-12.60	1664.53		1877.37
1995	-11.80	-5.42	-8.20	411.74	29.78	176.16
1996	1.30	7.08	0.50	19.90	31.95	39.18
1997	5.80	9.92	1.70	3.67	23.44	17.41
1998	10.00	2.12	-1.90	-0.80	10.46	7.15
1999	7.40	3.66	2.70	-8.52	37.03	8.30
2000	11.10	5.44	9.80	1.86	18.70	13.18
2001	9.90	5.33	13.50	1.48	6.92	8.35
2002	10.60	-0.02	9.80	2.83	2.13	5.84
2003	11.20	7.03	9.30	2.17	2.97	6.44
2004	10.20	7.03	9.60	6.78	4.11	6.88
2005	26.40	-0.18	9.70	11.59	4.35	7.58
2006	34.50	3.10	10.70	8.30	5.56	8.59
2007	25.05	8.21	8.90	16.69	10.18	10.77
2008	10.80	7.67	3.20	53.43	24.52	17.14

**Kaynak:** Dünya Bankası, Dünya Gelişme Göstergeleri Veri Tabanı, <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 21.11.2009)

#### 4. Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Sınanmasında Kullanılan Yöntemler

Nominal döviz kurunun yurtiçinde ve yurtdışında oluşan fiyat düzeyine göre belirlendiğini öne süren satın alma gücü paritesi hipotezine göre, reel döviz kuru ( $r_t$ ) aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$r_t = e_t - P_t^d + P_t^f \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de  $e_t$  nominal döviz kurunu,  $P_t^d$  yurtiçinde oluşan fiyat düzeyini ve  $P_t^f$  yurtdışında oluşan fiyat düzeyini göstermektedir.<sup>2</sup> Satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği birim kök testleri ile araştırılabilir. Reel döviz kuru durağan bir süreç izliyorsa, yani uzun dönemde reel döviz kuru şoklardan sonra ortalama değerine dönme eğilimi gösteriyorsa, hipotezin geçerli olduğuna dair yargıda bulunabiliriz. Aksine, reel döviz kuru birim kök sürecine sahipse, yani uzun dönemde reel döviz kuru şoklardan sonra ortalamasına dönme eğilimi göstermiyorsa, hipotezin geçerli olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır.

Reel döviz kurunun birim kök süreci izleyip izlemediğini Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi gibi geleneksel birim kök testleri ile araştırabiliriz. ADF testi aşağıdaki denkleme dayanmaktadır:

$$\Delta r_t = \alpha r_{t-1} + x_t' \delta + \sum_{i=1}^p c_i r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de  $x_t'$  sabit ve trend değişkenlerini içeren vektörü,  $\alpha$ ,  $c$  ve  $\delta$  tahmin edilen parametre değerlerini ve  $\varepsilon_t$  otokorelasyonsuz, sabit varyanslı normal dağılan hata terimlerini göstermektedir. Sıfır hipotezin “birim kök vardır ( $H_0: \alpha=0$ )”, alternatif hipotezin “seri durağandır ( $H_1: \alpha<0$ )” şeklinde kurulduğu test yönteminde,  $\alpha$ 'nın  $t$  değerine<sup>3</sup> göre karar verilmektedir. Eşitlik (2)'deki test yönteminde sıfır hipotezin reddedilmesi, uzun dönemde satın alma gücü paritesi hipotezinin gerçekleştiği anlamına gelmektedir. Çalışmada ADF testine ek olarak Phillip ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP ve Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testleri uygulanmış ve ADF testinden elde edilen sonuçların tutarlı olup olmadığı araştırılmıştır.

Bununla birlikte, Telatar ve Hasanov (2009) 1998 yılında Rusya'da meydana gelen ekonomik krizin geçiş ekonomilerini önemli derecede etkilediğini ve bu ülkelerin reel döviz kurlarında yapısal kırılmaya neden olduğunu belirlemiştir. Geleneksel birim kök testlerinin serilerde yapısal kırılmaların bulunması halinde düşük güce sahip olmalarından dolayı, satın alma

güçü paritesi hipotezini test etmede yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri ayrıca kullanılmıştır.

#### 4.1. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri Perron'un (1989) çalışmasına dayanmaktadır. Perron, 1929 yılında yaşanan Büyük Buhran ile 1973 yılında yaşanan petrol krizinin makroekonomik değişkenlerin ortalamasında önemli değişimlere yol açtığını saptamış ve bu yıllar için oluşturulmuş kukla değişkenleri birim kök testlerine dahil ettiğinde durağan gözükmeyen birçok değişkenin yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğu sonucuna varmıştır. Perron'un geliştirmiş olduğu test istatistiği yapısal kırılma tarihlerinin önceden bilindiğine (dışsal olduğuna) dayanmaktadır. Zivot ve Andrews (1992) Perron'un test istatistiğini yapısal kırılmaların önceden bilinmediği, içsel olarak ele alındığı durumlara göre geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews (1992) serilerde yapısal kırılmanın varlığı durumunda birim kökün varlığını araştıran üç farklı test istatistiği önermişlerdir:

##### Model A

$$\Delta r_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \beta t + \theta DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

##### Model B

$$\Delta r_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

##### Model C

$$\Delta r_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Eşitlik (3, 4 ve 5)'de,  $r_t$  reel döviz kurunu belirtmekte; Eşitlik (3) sabitte kırılmayı, Eşitlik (4) trendde kırılmayı ve Eşitlik (5) ise sabit ve trendde kırılmayı incelemektedir. Eşitlik (3) ve Eşitlik (4)'te gösterilen  $DU_t(\lambda)$  reel döviz kurunun ortalamasındaki değişim dönemini belirlemek amacıyla oluşturulmuş kukla değişkeni, Eşitlik (4) ve Eşitlik (5)'te gösterilen  $DT_t(\lambda)$  reel döviz kurunun trendindeki değişimi belirlemek amacıyla oluşturulmuş kukla değişkeni belirtmekte olup aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } t > TB \\ 0 & \text{diğer durumda} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB & \text{eğer } t > TB \\ 0 & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

Analiz için, gözlem dönemindeki her bir ay, olası kırılma dönemi şeklinde dikkate alınarak kukla değişkenler oluşturulmakta ve  $\alpha$  katsayısının t istatistikleri elde edilmektedir. Bu süreç gözlem döneminin tümü için uygulandıktan sonra  $\alpha$  katsayısının t istatistiğinin minimum elde edildiği ay, olası kırılma dönemi olarak belirlenmektedir. Elde edilen t istatistiği, Zivot



ve Andrews tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır.  $t$  istatistiği mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük elde edilirse, serinin birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezi kabul edilmektedir.  $t$  istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden büyükse, sıfır hipotez reddedilerek serinin yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen test istatistiği, serilerdeki tek yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. Bununla birlikte, ele alınan dönem içinde gelişmekte olan ülkelerde birçok finansal kriz meydana gelmiş ve bu krizler bulaşma etkisi göstererek diğer ülkeleri de etkilemiştir<sup>4</sup>. Bu açıdan çalışmada reel döviz kurlarının durağan olup olmadığı, Lee ve Strazizich (2003) tarafından geliştirilen ve iki kırılmayı dikkate alan birim kök testi ile de araştırılmıştır.

#### 4.2. Lee ve Strazizich LM Birim Kök Testi

Lee ve Strazizich (2003) serilerde iki yapısal kırılmanın varlığını araştıran LM (Lagrange Çarpanları) birim kök testi geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen ADF tipi birim kök testlerinin zayıflığı, kritik değerlerin kırılma olmaması varsayımına göre türetilmiş olmasıdır. Bununla birlikte, LM birim kök testi için oluşturulan kritik değerler, yapısal kırılmalardan etkilenmediği için önemli bir avantaja sahiptir (Narayan ve Smyth 2007).

Lee ve Strazizich (2003), serilerde birim kökün varlığını araştırabilmek için iki farklı model önermişlerdir:

##### Model A:

$$\Delta r_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \beta t + \theta DU1_t(\lambda) + \psi DU2_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

##### Model C:

$$\Delta r_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \beta t + \theta DU1_t(\lambda) + \gamma DT1_t^*(\lambda) + \psi DU2_t(\lambda) + \omega DT2_t^*(\lambda) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Model A, serilerin ortalamasında iki yapısal kırılmanın varlığını, Model C ise serilerin ortalaması ve trendinde iki yapısal kırılmanın varlığını araştırmaktadır. Eşitlik (6)'da  $DU1_t$  ve  $DU2_t$  ortalamada değişim dönemlerini,

Eşitlik (7)'de  $DT1_t$  ve  $DT2_t$  ( $TB2 > TB1 + 2$  olmak koşulu ile) trendde değişim dönemlerini tespit edebilmek için oluşturulmuş kukla değişkenlerdir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } t > TB1 \\ 0 & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } t > TB2 \\ 0 & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

$$DT1_t = \begin{cases} t - TB1 & \text{eğer } t > TB1 \\ 0 & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

$$DT2_t = \begin{cases} t - TB2 & \text{eğer } t > TB2 \\ 0 & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

LM birim kök testinde reel döviz kurunun durağan olup olmadığına, Zivot ve Andrews birim kök testinde olduğu gibi  $\alpha$  parametresinin t istatistiğine bakılarak karar verilmektedir. Modelden elde edilen t istatistiği, Lee ve Strazizich (2003) tarafından belirlenen kritik değerlerden küçükse reel döviz kurunun yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğuna karar verilir ve buna bağlı olarak satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığı söylenebilir.

Satın alma gücü paritesi hipotezinin varlığı birim kök testleri dışında nominal döviz kuru ile görel fiyatlar arasındaki uzun dönemli ilişkiye bağlı olarak da aşağıdaki model ile araştırılabilmektedir.

$$e_t = \delta + \phi P_t^d + \phi^* P_t^f + \varepsilon_t \quad (8)$$

Eşitlik (8)'deki nominal döviz kuru ( $e_t$ ), yurtiçi ( $P_t^d$ ) ve yurtdışı ( $P_t^f$ ) fiyat düzeyi serileri durağan ise,  $\phi = 1$  ve  $\phi^* = -1$  olduğunda satın alma gücü paritesi hipotezi geçerli olacaktır (Doğanlar 1999). Bununla birlikte Eşitlik (3)'teki değişkenler birim köke sahipse, hata terimi olan  $u_t$ 'nin durağan olması durumunda, Engle ve Granger (1987) yaklaşımına göre bu değişkenlerin eşbütünleşik olduğu sonucuna varılır ve böylece hipotezin sağlandığına dair yargıya varılabilecektir. Engle ve Granger (1987) birinci dereceden bütünüleşik değişkenlerin eşbütünleşik olması durumunda Denklem (8)'e dayanan hata düzeltme modelini aşağıdaki gibi tanımlamışlardır:

$$\Delta e_t = \kappa + \sum_{k=1}^n \psi_k \Delta e_{t-k} + \sum_{k=1}^n \omega_k \Delta P_{t-k}^d + \sum_{k=1}^n \nu_k \Delta P_{t-k}^f + \xi_t [e_t - \delta - \phi P_t^d - \phi^* P_t^f] + u_t \quad (9)$$

Birim kök testlerinde olduğu gibi eşbütünleşme testleri, serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda, düşük güce sahip olduklarından dolayı eleştirilmektedir. Bu nedenle çalışmada nominal döviz kuru ile görel fiyatlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı, yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testleri ile araştırılmıştır.

### 4.3. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) uzun dönem vektöründe yapısal kırılmanın varlığı durumunda eşbütünleşme ilişkisini araştıran bir test yöntemi önermişlerdir. Test yöntemi Engle-Granger iki aşamalı eşbütünleşme testine benzemektedir ve bu yöntemle ilaveten uzun dönem vektöründe yapısal kırılmayı da araştırmaktadır. Gregory ve Hansen, yapısal kırılma ile birlikte eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için, ortalamada değişim, trendli modelin ortalamasında değişim ve rejim değişim modeli olmak üzere, üç farklı model geliştirmişlerdir. Çalışmada nominal döviz kurları ile fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişki aşağıda gösterilen rejim değişim modeli ile araştırılmıştır:

$$e_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 y_{2t} + \beta_2 D_t y_{2t} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Eşitlik (10)'da  $e_t$  nominal döviz kurunu göstermekte;  $y_{2t}$  ise yurtiçi ve yurtdışı fiyat endekslerini içeren iki değişkenli vektörü tanımlamaktadır.  $D_t$  yapısal kırılma için oluşturulmuş kukla değişkendir ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$D_t = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\tau] \end{cases} \quad (11)$$

Eşitlik (11)'de  $\tau$  yapısal kırılma noktasını göstermekte ve köşeli parantez içerisindeki değer yapısal kırılma noktasının tam sayı kısmını belirtmektedir. Sıfır hipotezinin “eşbütünleşme yoktur” şeklinde kurulduğu standart test yöntemi hata terimine dayalıdır. Test yönteminde kırılma dönemleri önceden bilinmemekte ve verilerden hareketle hesaplanmaktadır. Hata terimleri için elde edilen test istatistiği, Gregory-Hansen tarafından geliştirilen kritik değerlerden mutlak değerce büyükse, iki değişken arasında “eşbütünleşme yoktur” sıfır hipotezi reddedilmekte ve buna bağlı olarak yapısal kırılmanın varlığı ile birlikte eşbütünleşme ilişkisi kabul edilmektedir. Gregory ve Hansen (1996), değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test edebilmek için ADF,  $Z_\alpha$  ve  $Z_t$  olmak üzere üç farklı test yöntemi önermiştir. ADF istatistiği Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen geleneksel test istatistiğidir.  $Z_\alpha$  istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$Z_\alpha = n(\hat{\rho}^* - 1) \quad (12)$$

Eşitlik (12)'de  $\hat{\rho}^*$  sapmaya göre düzeltilmiş birinci dereceden otokorelasyon katsayısını belirtmekte ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \left( \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t+1} - \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\gamma}(j) \right)}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (13)$$

Eşitlik (13)'te  $w(j/B)$  spektral yoğunluk tahmini için standart koşulları karşılayan ve iç ağırlık sağlayan fonksiyonu,  $B$  band genişliği sayısını ve  $\hat{\gamma}^{(j)}$  otokovaryans fonksiyonunu ifade etmektedir. Son olarak  $Z_t$  istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$Z_t = \frac{(\hat{\rho}^* - 1)}{\left( \hat{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\gamma}(j) \right) / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (14)$$

Test yöntemi  $\tau$  değerlerine göre üç test istatistiğinin minimum olarak elde edilmesine dayandığından test istatistikleri aşağıdaki gibi yeniden tanımlanabilmektedir:

$$\begin{aligned} ADF^* &= \inf_{(\tau) \in T} ADF(\tau) \\ Z_t^* &= \inf_{(\tau) \in T} Z_t(\tau) \\ Z_\alpha^* &= \inf_{(\tau) \in T} Z_\alpha(\tau) \end{aligned} \quad (15)$$

#### 4.4. Hatemi-J Eşbütünleşme Testi

Gregory-Hansen yöntemi eşbütünleşme vektöründe tek yapısal kırılmanın varlığı durumunda eşbütünleşme ilişkisini araştırmaktadır. Bununla birlikte nominal döviz kurları ile fiyat endeksleri, ele alınan dönem içinde gerek yurtiçi, gerekse yurtdışı faktörlerden olmak üzere birden çok şoka maruz kalmış olabilirler. Eğer bu değişkenlerde birden çok kırılma mevcut ise, tek kırılmalı test sonuçları da düşük güce sahip olabilecektir. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için Hatemi-J (2008), Gregory-Hansen yöntemini iki kırılmanın varlığına göre geliştirmiş; bu durumda eşbütünleşme ilişkisinin aşağıdaki model ile araştırılmasını önermiştir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta'_0 x_t + \beta'_1 D_{1t} x_t + \beta'_2 D_{2t} x_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Eşitlik (16)'da  $D_{1t}$  ve  $D_{2t}$  kukla değişkenlerdir ve aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\tau_1] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\tau_1] \end{cases} \quad D_{2t} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\tau_2] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\tau_2] \end{cases} \quad (17)$$

Eşitlik (17)'de bilinmeyen parametreler  $\tau_1 \in (0,1)$  ve  $\tau_2 \in (0,1)$  rejim değişim noktalarını göstermekte ve köşeli parantez ilgili sayının tam sayı değerinin alınması gerektiğini belirtmektedir. Sıfır hipotezinin “eşbütünleşme yoktur” şeklinde kurulduğu testte, ADF test istatistiği  $\hat{u}_{t-1}$  değişkeninin eğim katsayısı t değerine göre hesaplanmaktadır.  $Z_\alpha$  ve  $Z_t$  test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$Z_\alpha = n(\hat{\rho}^* - 1) \quad (18)$$

$$Z_t = \frac{(\hat{\rho}^* - 1)}{\left(\hat{\gamma}(0) + 2\sum_{j=1}^B w(j/B)\hat{\gamma}(j)\right) / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (19)$$

Test yöntemi  $\tau_1$  ve  $\tau_2$  değerlerine göre üç test istatistiğinin minimum elde edilmesine dayandığından, test istatistikleri aşağıdaki gibi yeniden tanımlanabilir:

$$\begin{aligned} ADF^* &= \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2) \\ Z_t^* &= \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_t(\tau_1, \tau_2) \\ Z_\alpha^* &= \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2) \end{aligned} \quad (20)$$

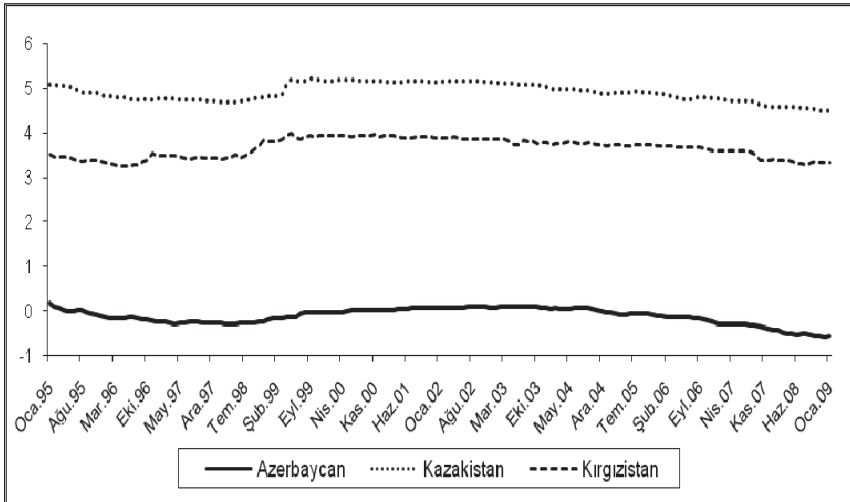
## 5. Çalışmada Kullanılan Veriler ve Analiz Sonuçları

### 5.1. Veriler

Çalışmada Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan ekonomilerinde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği ampirik olarak araştırılmıştır. Bu amaçla; ilk olarak 1995:1-2009:1 döneminde söz konusu ülkelere ait aylık döviz kurları (ABD dolarına göre), 2005=100 bazlı aylık Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE endeksi) ve 2005=100 bazlı aylık ABD TÜFE endeksi Uluslararası Para Fonu'nun Uluslararası Finansal İstatistiklerinden temin edilmiştir. İkinci adımda; söz konusu ülkelere ait reel döviz kuru serileri Eşitlik (1)'de tanımlandığı şekilde oluşturulmuştur. Şekil-1'de bu ülkelere ait reel döviz kurlarının seyri yer almaktadır. Azerbaycan için oluşturulmuş reel döviz

kurunun seyri incelendiğinde, 1998 yılında Rusya'da yaşanan krizin reel döviz kurunu etkilediği görülmektedir. 1995-1998 döneminde düşme trendi gösteren reel kur, bu tarihten itibaren artış trendine girmiştir. 2004 yılında bu trend tersine dönmüş; kurlar reel olarak değer kaybetmeye başlamış ve 2009 yılına gelindiğinde en düşük seviyesine ulaşmıştır. Kazakistan ve Kırgızistan ekonomileri için reel döviz kuru, ele alınan dönem içinde benzer trend izlemekte ve 1998 Rusya krizinin bu iki ülkeyi etkilediği ve kurların reel olarak aşırı değerlenmesine yol açtığı görülmektedir.

**Şekil 1.** Ülkeler için reel döviz kuru serisi



## 5.2. Analiz Sonuçları

Çalışmamızda Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği önce geleneksel birim kök testleri ile araştırılmıştır. Bu amaçla, söz konusu ülkelere ait reel döviz kuru serilerine birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir. Birim kök testleri, ilki sabit terimli ve ikincisi sabit terim ve trendli model olmak üzere iki farklı model formu üzerinden yapılmıştır. Tablo 2'de görüldüğü üzere; ADF ve PP testlerinden elde edilen sonuçlar birbirlerini destekler nitelikte olup, üç ülkenin reel döviz kuru serilerinin birim köke sahip olduğunu belirten sıfır hipotez reddedilememiştir. Bununla birlikte, KPSS testinde model formuna göre test sonuçları farklılaşmaktadır. Sabit terimli model için test istatistikleri, kritik değerlerden küçük elde edildiğinden, reel döviz kuru serilerinin durağan olduğunu belirten sıfır hipotez kabul edilmektedir. Fakat sabit terimli ve trendli model formunu dikkate aldı-

ğımızda, test istatistikleri kritik değerlerden büyük elde edilmekte ve sıfır hipotezi reddedilmektedir. Üç testten elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde; reel döviz kurlarının durağan olmadığı görülmekte ve buna bağlı olarak satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna varılmaktadır. Reel döviz kuru serilerinin durağan olup olmadığını araştırmak için ayrıca Elliot vd. (1996) tarafından geliştirilen birim kök testi uygulanmış ve üç ülkeye ait reel döviz kurunun durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu sonuçlar Doğanlar (2006) tarafından bulunan sonuçlar ile de örtüşmektedir.

**Tablo 2:** Reel Döviz Kuru Serileri için Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	ADF		PP		KPSS	
	Sabitli	Sabit ve Trendli	Sabitli	Sabit ve Trendli	Sabitli	Sabit ve Trendli
<b>Azerbaycan</b>	-0.917	-0.886	-0.160	-0.340	0.370*	0.316
<b>Kazakistan</b>	-1.099	-0.991	-0.809	-0.774	0.380*	0.324
<b>Kırgızistan</b>	-0.735	-0.355	-0.561	-0.520	0.405*	0.363
<b>Kritik Değerler</b>						
<b>%1</b>	-3.472	-4.017	-3.469	-4.013	0.739	0.216
<b>%5</b>	-2.879	-3.438	-2.878	-3.436	0.463	0.146
<b>%10</b>	-2.576	-3.143	-2.575	-3.142	0.347	0.119

**Not:** ADF birim kök testi için gecikme sayısı en yüksek gecikme 13 olacak şekilde Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. PP ve KPSS birim kök testleri için Newey ve West tarafından geliştirilen band genişliği kullanılmıştır. ADF ve PP için kritik değerler MacKinnon (1996), KPSS testi için Kwiatkowski (1992) kritik değerler kullanılmıştır.

Geleneksel birim kök testleri, örneklem sayısının az olması durumunda II. Tip hata yapma olasılığının yüksek olması nedeniyle eleştirilmektedir. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için örneklem sayısının artırılması ise, serilerde yapısal kırılma olasılığını arttırmakta ve bu durumda da geleneksel birim kök testleri sıfır hipotezi reddetmede düşük güce sahiptir. Çalışmamızda bu eleştiriler göz önünde bulundurularak yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri uygulanmıştır.

İlk olarak serilerde tek kırılma olması ihtimaline dayalı olarak Zivot-Andrews testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir. Bu sonuçlara göre, Azerbaycan için üç model formundan elde edilen test istatistikleri, mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük elde edilmiştir. Böylece Azerbaycan için reel döviz kurunun birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezi reddedilememiş ve satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığına

dair bulgu elde edilememiştir. Bununla birlikte, Kazakistan ve Kırgızistan için Model A ve Model C'den elde edilen test istatistikleri, mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olarak belirlenmiştir. Bu ülkeler için reel döviz kurunun birim köke sahip olduğunu belirten sıfır hipotez reddedilerek, reel döviz kuru serilerinin yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmiştir. Kırılma dönemleri incelendiğinde, 1998 Rusya krizinin bu ülkelerin reel döviz kurları üzerinde anlamlı etki yarattığı görülmektedir. Zivot-Andrews birim kök testi sonucuna göre, Azerbaycan reel döviz kuru serisi birim kök süreci içermekte ve buna bağlı olarak satın alma gücü paritesi hipotezi sağlanamamaktadır. Kazakistan ve Kırgızistan reel döviz kurları yapısal kırılma ile birlikte durağan olarak belirlendiğinden, bu ülkelerde satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığı sonucuna varılmıştır.

**Tablo 3:** Reel Döviz Kuru Serileri için Zivot-Andrews Testi Sonuçları

Ülkeler	Model A		Model B		Model C	
	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi
Azerbaycan	-2.762	1998 Ekim	-4.043	2003 Nisan	-3.624	2003 Ocak
Kazakistan	-5.871*	1999 Mart	-4.189***	2000 Ekim	-6.956*	1999 Mart
Kırgızistan	-4.627***	1998 Temmuz	-3.883	1999 Aralık	-5.302**	1998 Temmuz
<b>Kritik Değerler</b>						
% 1	-5.43		-4.93		-5.57	
% 5	-4.80		-4.42		-5.08	
% 10	-4.58		-4.11		-4.82	

**Not:** En yüksek gecikme sayısı 13 olarak alınmış ve gecikme sayısı gecikmeli değerlerin istatistiksel olarak anlamlılığına göre belirlenmiştir. Şöyle ki, 13 gecikme ile model tahmin edilmiş ve 13. gecikme değerinin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına bakılmıştır. Eğer 13. gecikmeli değer istatistiksel olarak anlamlı ise gecikme sayısı 13 olarak dikkate alınmıştır. 13. gecikme sayısı istatistiksel olarak anlamsız ise model 12 gecikme ile tahmin edilmiş ve benzer süreç uygulanmıştır. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde sıfır hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Reel döviz kuru serilerinde birden fazla kırılma olup olmadığı, diğer bir ifadeyle Azerbaycan reel döviz kuru serisinin iki yapısal kırılma ile birlikte durağan olup olmadığı, Lee ve Strazizich birim kök testi ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir. Tablo 4'teki sonuçlara göre, sadece Kaza-



kistan için Model C'den elde edilen t istatistiği mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük bulunmuştur. Bu sonuç, Kazakistan reel döviz kuru serisinde iki yapısal kırılmanın gerçekleştiğini ve kırılma tarihlerinin 1999 Ocak ile 2001 Ağustos olduğunu işaret etmektedir. Bununla birlikte, Azerbaycan için reel döviz kuru serisinin durağan olduğu belirlenememiş ve buna bağlı olarak satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığına dair yargıya varılamamıştır.

**Tablo 4:** Reel Döviz Kuru Serileri için Lee-Strazizich Testi Sonuçları

	Model A		Model C	
	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi
<b>Azerbaycan</b>	-3.277	1998 Kasım 2004 Kasım	-3.752	1998 Ağustos 2002 Ağustos
<b>Kazakistan</b>	-2.482	1997 Eylül 1999 Mart	-6.055**	1999 Ocak 2001 Ağustos
<b>Kırgızistan</b>	-2.756	1997 Ekim 2000 Haziran	-4.633	1998 Haziran 2001 Haziran
<b>Kritik Değerler</b>				
<b>% 1</b>	-4.545		-6.45	
<b>% 5</b>	-3.842		-5.67	
<b>% 10</b>	-3.504		-5.31	

**Not:** En yüksek gecikme sayısı 13 olarak alınmış ve gecikme sayısı gecikmeli değerin istatistiksel olarak anlamlılığına göre belirlenmiştir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde sıfır hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Gerek geleneksel birim kök testi, gerekse yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi sonuçlarına göre, Azerbaycan için satın alma gücü paritesi hipotezinin sağlandığına dair bulgu elde edilememiştir. Bu nedenle nominal döviz kuru ile görelî fiyatlar arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılarak satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği sorgulanmaya devam edilmiştir.

Engle-Granger eşbütünleşme testini uygulayabilmemiz için değişkenlerin aynı dereceden bütünlük olması gerekmektedir. Bu amaçla ülkelere ait nominal döviz kuru, yurtiçi fiyat düzeyi ve yurtdışı fiyat düzeyinin bütünlük derecesi, ADF birim kök testi ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir. Birim kök testlerinde model formu (sabitli, trendli ve sabit ile trendli model için) Enders (2004: 212-213) tarafından önerilen genelden özele yöntemi ile belirlenmiştir. Tablo 5'teki sonuçlara göre, ABD TÜFE

endeksi ( $P^d$ ) durağan olarak elde edilememiş ve birinci farkı alındığında durağanlık koşulunun sağladığı belirlenmiştir. Azerbaycan nominal döviz kuru ile fiyat endeksi için de benzer durum söz konusudur; bu değişkenler birinci farkları alındığında durağanlık koşulunu sağlamaktadırlar. Bununla birlikte, Kazakistan ve Kırgızistan için elde edilen sonuçlar farklılaşmaktadır. Kazakistan nominal döviz kuru serisi birinci farkı alındığında durağanlık koşulunu sağlarken, TÜFE endeksi düzey değerlerinde durağan olarak belirlenmiştir. Kırgızistan için TÜFE endeksi birinci farkı alındığında, nominal döviz kuru ise düzey değerinde durağan olarak belirlenmiştir. Engle-Granger eşbütünleşme testi, aynı dereceden (bütünleşme derecesi bir olan) değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırdığından, Kazakistan ve Kırgızistan için eşbütünleşme testleri uygulanmayacaktır<sup>5</sup>.

**Tablo 5:** Nominal Döviz Kurları ve Fiyat Endeksleri İçin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değerler			Birinci Farklar		
	Azerbaycan	Kazakistan	Kırgızistan	Azerbaycan	Kazakistan	Kırgızistan
$e_t$	-0.178	-1.968	-2.888**	-4.141*	-8.577*	-10.736*
$P^d$	-0.445	-4.233*	-1.883	-9.668*	-7.036*	-7.629*
$P^f$	-3.351			-8.636*		

**Not:** ADF birim kök testi için gecikme sayısı en yüksek gecikme 13 olacak şekilde Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. ADF test için kritik değerler MacKinnon (1996)'tan alınmıştır. \* ve \*\* işaretleri sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde sıfır hipotezin reddetildiğini göstermektedir.

Tablo 6'da Azerbaycan için nominal döviz kuru ile fiyat endeksleri arasındaki eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre, önce Eşitlik (8) En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmiş ve modelden hata terimleri çekilerek durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Hata terimleri için test istatistiği -2.948 olarak belirlenmiş ve % 5 önem seviyesindeki kritik değerden mutlak değer olarak küçük bulunmuştur. Böylece "değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur" sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu sonuca göre Azerbaycan'da nominal döviz kuru ile fiyat düzeyi arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur; dolayısıyla satın alma gücü paritesi hipotezi geçerli değildir.

**Tablo 6:** Engle-Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Ülke	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)
Azerbaycan	-2.948	-3.27

**Not:** Eşbütünleşme testi için hata terimlerinin durağanlığı sabitsiz ve trendsiz model üzerinden yapılmıştır. Gecikme sayısı en yüksek 13 olacak şekilde Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Eşbütünleşme için kritik değerler Hamilton (1994:766)'tan alınmıştır.

Yapısal kırılmaların varlığı eşbütünleşme ilişkisini etkileyebileceğinden Gregory-Hansen tarafından geliştirilen ve yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testi yapılmıştır. Tablo 7'deki sonuçlara göre, yapısal kırılma dönemi 1999 yılı olarak belirlenmiştir. Bununla birlikte, Gregory-Hansen tarafından geliştirilen üç test istatistiği de mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük bulunmamıştır. Böylece Azerbaycan için nominal döviz kuru ile fiyat değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlenmemiştir.

**Tablo 7:** Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Ülke	ADF		Z <sub>t</sub>		Z <sub>c</sub>	
	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi
Azerbaycan	-4.959	1999 Mart	-4.323	1999 Aralık	-33.849	1999 Şubat
<b>%5 Kritik Değer</b>	-5.50		-5.50		-58.33	

**Not:** En yüksek gecikme sayısı 13 olarak alınmış ve gecikme sayısı gecikmeli değerler istatistiksel olarak anlamlılığına göre belirlenmiştir. Kritik değerler Gregory ve Hansen (1996)'dan alınmıştır. \* ve \*\* işaretleri sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde sıfır hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Son olarak nominal döviz kuru ile fiyat düzeyi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi iki yapısal kırılma ile birlikte araştıran Hatemi-J eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Tablo 8'deki sonuçlara göre, ADF test istatistiği % 5 önem seviyesindeki kritik değerden mutlak değer olarak büyük bulunmuştur. Bu sonuçtan yola çıkarak; “değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur” sıfır hipotezi reddedilmiş; nominal döviz kuru ile fiyat düzeyinin iki yapısal kırılma ile birlikte eşbütünleşik olduğu belirlenmiştir. Kırılma tarihleri incelendiğinde, ilk kırılma tarihinin Gregory-Hansen yönteminden bulunan tarihle aynı olduğu görülmektedir. İkinci kırılma tarihi ise, 2003 yılının Kasım ayı olarak belirlenmiştir. Bu dönem Azerbaycan Cumhurbaşkanı Haydar Aliyev'in hayatını kaybettiği döneme denk gelmektedir. Sonuç olarak bu değişkenler

arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, satın alma gücü paritesi hipotezinin Azerbaycan için geçerli olduğunu göstermektedir.

**Tablo 8:** Hatemi-J Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Ülke	ADF		Z <sub>t</sub>		Z <sub>c</sub>	
	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi
Azerbaycan	-6.779**	1999 Mart 2003 Kasım	-5.950	1999 Mayıs 2003 Mayıs	-57.272	1999 Mart 2003 Temmuz
%5 Kritik Değer	-6.458		-6.458		-83.644	

**Not:** En yüksek gecikme sayısı 13 olarak alınmış ve gecikme sayısı gecikmeli değerin istatistiksel olarak anlamlılığına göre belirlenmiştir. Kritik değerler Hatemi-J (2008)'den alınmıştır. \* ve \*\* işaretleri sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde sıfır hipotezin reddetildiğini göstermektedir.

## 6. Sonuç

Satın alma gücü paritesi hipotezi reel döviz kurunun ileriye yönelik hareketleri için basit bir önerme olmasına rağmen araştırmacılar tarafından büyük ilgi görmüş ve literatürde bu konu üzerine çok sayıda araştırma olmasına rağmen geçiş ekonomileri üzerine yapılan çalışma sayısı oldukça kısıtlıdır. Satın alma gücü paritesi hipotezi ülkelerin piyasa ekonomisine ne derecede uyum sağladığının bir göstergesi olarak değerlendirilirse, hipotezin geçerli olması geçiş ekonomileri olarak adlandırılan eski sosyalist ülkeler için daha da önem arz etmektedir.

Bu amaçla bu çalışmada, geçiş ekonomileri olarak adlandırılan ülkelere Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'da satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olup olmadığı ampirik olarak araştırılmıştır. Literatürde bu ülkeler üzerine yapılan çalışmalardan farklı olarak yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Geleneksel birim kök ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre bu ülkelerde hipotezin geçerli olmadığı belirlenmiştir. Bununla birlikte, geleneksel birim kök ve eşbütünleşme testleri, serilerde yapısal kırılmalar olması durumunda sıfır hipotezi reddetmede düşük güce sahip olduklarından eleştirilmektedir. Bu eleştiriler göz önünde bulundurularak geleneksel birim kök testlerine ek olarak yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri uygulanmıştır.

Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testi sonuçlarına göre, Kazakistan ve Kırgızistan reel döviz kuru serileri durağan olarak elde edilmiş ve hipotezin geçerli olduğu belirlenmiştir. Ayrıca yapısal kırılmaları dikkate alan

eşbütünleşme testi sonucuna göre, Azerbaycan'da nominal döviz kuru ile görelî fiyatlar arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmiş ve buna göre hipotezin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Yapısal kırılma testlerinde belirlenen kırılma tarihleri incelendiğinde ise; 1998 yılında Rusya'da yaşanan krizin bu ülkelerin döviz kurlarını önemli derecede etkilediği ortaya çıkmıştır.

## Açıklamalar

- <sup>1</sup> Burada şokların kalıcılığı reel döviz kurlarının birim kök süreci içerip içermediği anlamında kullanılmaktadır.
- <sup>2</sup> Döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeyi değişkenlerinin doğal logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır.
- <sup>3</sup>  $t$  değerleri asimptotik olduklarından dolayı MacKinnon (1996) tarafından oluşturulan kritik değerler kullanılmaktadır.
- <sup>4</sup> 1997 Asya krizi, 1998 Rusya ve Brezilya krizi, 2000 ve 2001 Türkiye krizi, 2001 Arjantin krizi ve son olarak 2008 yılındaki küresel kriz.
- <sup>5</sup> Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testi sonuçlarına göre Kazakistan ve Kırgızistan'da satın alma gücü paritesi hipotezinin gerçekleştiğini belirlediğimiz için, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve bütünleşme dereceleri farklı olan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştıran test çalışmada uygulanmamıştır. Diğer bir ifadeyle Kazakistan ve Kırgızistan için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olduğunu belirlediğimizden, bu ülkeler için başka testler yapma gereksinimi duyulmamıştır.

## Kaynaklar

- Assaf, Ata (2008). "Nonstationarity in Real Exchange Rates Using Unit Root Tests with a Level Shift at Unknown Time". *International Review of Economics and Finance* (17): 269-278.
- Barlow, David (2003). "Purchasing Power Parity in Three Transition Economies". *Economics of Planning* (36): 201-223.
- Beko, Jani and Darja Borsic (2007). "Purchasing Power Parity in Transition Economies: Does It Hold in the Czech Republic, Hungary and Slovenia?". *Post-Communist Economies* (19): 417-432.
- Bergman, U. Michael and Jesper Hanson (2005). "Real Exchange Rates and Switching Regimes". *Journal of International Money and Finance* (24): 121-138.
- Brada, Josef C. (1998). "Introduction: Exchange Rates, Capital Flows, and Commercial Policies in Transition Economies". *Journal of Comparative Economics* (26): 613-620.

- Cheung, Yin-Wong and Kon S. Lai (2001). "Long Memory and Nonlinear Mean Reversion in Japanese Yen-Based Real Exchange Rates". *Journal of International Money and Finance* (20): 115-132.
- Cuestas, Juan C. and Luis A. Gil-Alana (2009). "Further Evidence on the PPP Analysis of the Australian Dollar: Non-linearities, Fractional Integration and Structural Changes". *Economic Modelling* (26): 1184-1192.
- Dibooglu, Selahattin and Ali M. Kutan (2001). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary". *Journal of Comparative Economics* (29): 257-275.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association* (74): 427-431.
- Doğanlar, Murat (1999). "Testing Long-run Validity of Purchasing Power Parity for Asian Countries". *Applied Economics Letters* (6): 147-151.
- \_\_\_\_\_, (2006). "Long-run Validity of Purchasing Power Parity and Cointegration Analysis for Central Asian Countries". *Applied Economics Letters* (13): 457-461.
- Doğanlar, Murat, Harun Bal and Mehmet Özmen (2009). "Testing Long-run Validity of Purchasing Power Parity for Selected Emerging Market Economies". *Applied Economics Letters* (16): 1443-1448.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg and James H. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica* (64): 813-836.
- Enders, Walter (2004). *Applied Econometric Time Series*. USA: John Wiley&Sons Inc.
- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger (1987). "Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* (55): 251-276.
- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen (1996). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". *Journal of Economics* (70): 99-126.
- Halpern, Lionel and Charles Wyplosz (1997). "Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies". *IMF Staff Papers* (44): 430-461.
- Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
- Hatemi-J, Abdunnasser (2008). "Test for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration". *Empirical Economics* (35): 497-505.

- Hegwood, Natelie D. and David H. Papell, (1998). “Quasi Purchasing Power Parity”. *International Journal of Finance and Economics* (3): 279-89.
- Holmes, Mark J. and Ping Wang (2006). “Asymmetric Adjustment Towards Long-Run PPP: Some New Evidence for Asian Economies”. *International Economic Journal* (20): 161-177.  
<http://www.worldbank.org> (Erişim Tarihi: 21.11.2009).
- Kanas, Angelos (2006). “Purchasing Power Parity and Markov Regime Switching”. *Journal of Money, Credit, and Banking* (38): 1669-1687.
- Kanas, Angelos and Margarita Genius (2005). “Regime (non)stationarity in the US/UK Real Exchange Rate”. *Economics Letters* (87): 407-413.
- Kanas, Angelos (2009). “Real Exchange Rate, Stationarity, and Economic Fundamentals”. *Journal of Economics and Finance* (33): 393-409.
- Kapetanios, George, Yongcheol Shin and Andy Snell (2003). “Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework”. *Journal of Econometrics* (112): 359-379.
- Koukouritakis, Minoas (2009). “Testing the Purchasing Power Parity: Evidence from the New EU Countries”. *Applied Economics Letters* (16): 39-44.
- Kwiatkowski, Denis vd. (1992). “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root”. *Journal of Econometrics* (54): 159-178.
- Lee, Junsoo and Mark C. Strazicich (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”. *The Review of Economics and Statistics* (85): 1082-1089.
- Liew, Venus Khim-Sen, Ricky Chee-Jiun Chia and Tai-Hu Ling (2009a). “Long-run Validity of Purchasing Power Parity and Rank Tests for Cointegration for Central Asian Countries”. *Applied Economics Letters*: 1-5.
- Liew, Venus Khim-Sen, Hock-Ann Lee and Kian-Ping Lim (2009b). “Purchasing Power Parity in Asian Economies: Further Evidence from Rank Tests for Cointegration”. *Applied Economics Letters* (16): 51-54.
- MacKinnon, James G. (1996). “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”. *Journal of Applied Econometrics* (11): 601-618.
- Nagayasu, Jun and Noriko Inakura (2009). “PPP: Further Evidence from Japanese Regional Data”. *International Review of Economics & Finance* (18): 419-427.
- Narayan, Paresh Kumar and Russel Smyth (2007). “Mean Reversion versus Random Walk in G7 Stock Prices Evidence from Multiple Trend Break Unit Root Tests”. *International Financial Markets, Institutions and Money* (17): 152-166.

- Orlowski, Lucjan (1998). "The Role of Exchange Rates in the Central European Transformation". *Institute für Wirtschaftsforschung Halle Discussion Paper*.
- Payne, James, Junsoo Lee and Richard Hofler (2005). "Purchasing Power Parity: Evidence from a Transition Economy". *Journal of Policy Modeling* (7): 665-672.
- Perron, Pierre (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica* (57): 1361-1401.
- Pesaran, Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship". *Journal of Applied Econometrics* (16): 289-326.
- Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika* (75): 335-346.
- Robertson, Raymond, Anil Kumar and Donald H. Dutkowsky (2009). "Purchasing Power Parity and Aggregation Bias for a Developing Country: The Case of Mexico". *Journal of Development Economics* (90): 237-243.
- Rogoff, Kenneth (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature* (34): 647-668.
- Sarno, Lucio and Mark Taylor (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate". *IMF Staff Papers* (49): 65-105.
- Solakoğlu, Ebru Guven (2006). "Testing Purchasing Power Parity Hypothesis for Transition Economies". *Applied Financial Economics* (16): 561-568.
- Sollis, Robert (2005). "Evidence on Purchasing Power Parity from Univariate Models: The Case of Smooth Transition Trend-Stationarity". *Journal of Applied Econometrics* (20): 79-98.
- Taylor, Mark and Lucio Sarno (1998). "The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period". *Journal of International Economics* (46): 281-312.
- Taylor, Mark (2006). "Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean-Reversion in Economic Thought". *Applied Financial Economics* (16): 1-17.
- Telatar, Erdinç and Mübariz Hasanov (2009). "Purchasing Power Parity in Transition Economies: Evidence from the Commonwealth of Independent States". *Post-Communist Economies* (21): 157-173.
- Yoon, Gawon (2009). "Purchasing Power Parity and Long Memory". *Applied Economics Letters* (16): 55-61.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics* (10): 251-270.



# The Validity of Purchasing Power Parity for Azerbaijan, Kazakhstan, and Kyrgyzstan: Evidence from Unit Root and Co-integration Tests

Turhan Korkmaz\*

Emrah İsmail Çevik\*\*

Nüket Kırıcı Çevik\*\*\*

## Abstract

In this study, we examine the validity of purchasing power parity by applying unit root and co-integration tests which allow structural breaks in Azerbaijan, Kazakhstan, and Kyrgyzstan. Although conventional unit root and co-integration tests results indicate that purchasing power parity does not hold in these countries, we determine the validity of purchasing power parity according to unit root and co-integration tests which allow structural breaks. Also, we conclude that the exchange rate of these countries has been affected by the Russian financial crises of 1998 and that the crisis in question has led to structural breaks in the exchange rates of these countries.

## Keywords

Purchasing Power Parity, Unit Root, Co-integration, Structural Break.

---

\* Prof. Dr., Bülent Ecevit University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Business Administration Department - Zonguldak / Turkey  
korktur@yahoo.com

\*\* Asst. Prof. Dr., Bülent Ecevit University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Business Administration Department – Zonguldak / Turkey  
emrahic@yahoo.com

\*\*\* Asst. Prof. Dr., Bülent Ecevit University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Business Administration Department – Zonguldak / Turkey  
nuket.kirci@yahoo.com

## Применение паритета покупательной способности в Азербайджане, Казахстане и Кыргызстане: анализ единичного корня и коинтеграции

Турхан Коркмаз\*  
Эмрах Исмаил Чевик\*\*  
Нюкет Кырджы Чевик\*\*\*

### Аннотация

В этой работе возможность применения гипотезы паритета покупательной способности в Азербайджане, Казахстане и Кыргызстане наряду с традиционными тестами единичного корня и коинтеграции исследована с помощью тестов единичного корня и коинтеграции, учитывающих структурные сдвиги. Традиционные тесты единичного корня и коинтеграции показали невозможность применения гипотезы паритета покупательной способности в этих странах, в то время как тесты с учетом структурных сдвигов показали верность данной гипотезы. Кроме того, сделан вывод о том, что экономический кризис России 1998 года оказал настолько большое влияние, что мог стать причиной структурных сдвигов в серии курса валют в этих странах.

### Ключевые слова

паритет покупательной способности, единичный корень, коинтеграция, структурный сдвиг

---

\* Проф. док., университет имени Бюлент Эджевита, факультет экономики и администрирования, кафедра менеджмента – Зонгулдак / Турция  
korktur@yahoo.com

\*\* И.о.Доц. Док., университет имени Бюлент Эджевита, факультет экономики и администрирования, кафедра менеджмента – Зонгулдак / Турция  
emrahic@yahoo.com

\*\*\* И.о.Доц. Док., университет имени Бюлент Эджевита, факультет экономики и администрирования, кафедра менеджмента – Зонгулдак / Турция  
nuket.kirci@yahoo.com