

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU ÜZERİNDE KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ İLE TÜRKİYE İÇİN SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNİN SINANMASI*

Selim YILDIRIM**
Zekeriya YILDIRIM***

Özet

Bu çalışmada kırılmalı birim kök testleri kullanılarak Türkiye’de Satın Alma Gücü Paritesi (PPP) hipotezinin geçerli olup olmadığı sınanmıştır. PPP hipotezi ülkelerin fiyat düzeylerinin aynı para birimi cinsinden ölçüldüğünde eşit olacağını belirtir. Çalışmada 1990m1-2009m12 dönemi için reel efektif döviz kurları kullanılarak Türkiye’de PPP hipotezinin geçerli olup olmadığı incelenmektedir. Bu dönemde Türkiye pek çok ekonomik krizle mücadele etmiştir. Bu ekonomik krizler Türkiye’de mal ve hizmet fiyatlarının uluslararası piyasa dengesinden uzaklaşmasına neden olmuştur. Çalışmada kırılmalı birim kök testleri kullanılarak PPP hipotezinin Türkiye için geçerliliği gösterilmeye çalışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Kırılmalı Birim Kök Testleri
JEL Sınıflaması: F41, C22

TESTING OF PURSHASING POWER PARTIY HYPOTHESIS FOR TURKEY EMPLOYING UNIT ROOT TESTS WITH BREAK(S) ON REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE

Abstract

This study investigates the PPP hypothesis for Turkey considering the economic crisis this country had. PPP hypothesis states that countries’ price levels are equal when measured in terms of the same currency. This hypothesis is tested using reel effective exchange rates for the period 1990:1 – 2009:12. Through this period

* Bu çalışmanın taslak hali EconAnadolu 2011: Anadolu Uluslararası İktisat Kongresinde sunulmuştur.

** Arş. Grv. Dr., Anadolu Üniversitesi, İ.İ.B.F, İktisat Bölümü, selimy@anadolu.edu.tr

*** Arş. Grv. Dr., Anadolu Üniversitesi, İ.İ.B.F, İktisat Bölümü, zekeriyayildirim@anadolu.edu.tr

Turkey struggled with economic crises many times. This caused Turkish price levels to move away from international market equilibrium. This study takes such situations into account using unit root tests with break(s) and tries to show that PPP hypothesis holds for Turkey.

Keywords: *Purchasing Power Parity, Unit Root Tests with Breaks*

JEL Classification: *F41, C22*

1. Giriş

Satın alma gücü paritesi (Purchasing Power Parity, PPP) hipotezi, işlem maliyetleri ve ticaret engelleri olmadığı durumda, iki ülkenin fiyat düzeylerinin aynı para birimi cinsinden ifade edildiğinde bu fiyatların eşit olması gerektiğini ileri sürmektedir. Ampirik olarak PPP hipotezinin geçerliliği birim kök testleri, eşbütünleşme testleri, panel veri çalışmaları ve doğrusal olmayan modeller kullanılarak sınanmıştır. Froot ve Rogoff ile Sarno ve Taylor kullanılan metotlara ilişkin detaylı bir literatür taraması sunmuşlardır.¹ PPP hipotezini sınanan ampirik analizlere ilişkin detaylı bir taramaya ise Taylor ve MacDonald'ın çalışmalarından ulaşılabilir.²

Çalışmada Türkiye ekonomisinde PPP hipotezinin geçerli olup olmadığı zaman serileri analizi kullanılarak sınanması amaçlandığından, literatür taraması Türkiye ekonomisi ve PPP hipotezini zaman serileriyle test eden çalışmalarla kısıtlanmıştır. Bu çerçevede ilgili ampirik literatür Tablo 1'de sunulmaktadır. Tabloda yer alan çalışmalar kullanılan zaman serileri teknikleri dışında üç bakımdan birbirinden ayrılmaktadır. İlk olarak, çalışmalar arasında reel döviz kuru serilerinin ölçümüyle ilgili farklılıklar söz konusudur. Bazı çalışmalarda PPP hipotezi reel efektif döviz kuru serileri kullanılarak sınanırken, diğer çalışmalarda reel döviz kuru serisi farklı baz ülkelere göre oluşturularak PPP hipotezi test edilmektedir. Çalışmalar arasındaki ikinci farklılık ise reel döviz kuru serilerinin sıklığı ile ilgilidir. Çalışmalarda genel olarak, PPP hipotezi aylık yada çeyrek dönemlik olarak ölçülmüş reel döviz kuru serileriyle sınanmış olsa da, yıllık gözlemlerin kullanıldığı çalışmalarda literatürde mevcuttur. Son olarak çalışmalar ele alınan dönem bakımından da ayrılmaktadır. Bazı çalışmalarda ele alınan dönem 1973 yılından başlarken, diğer çalışmaların bir kısmında ele alınan dönem 1980'lerden, bir kısmında ise 1990'lardan başlamaktadır. Türkiye ekonomisi son otuz yılda ardışık yapısal dönüşümlerin yaşandığı bir süreçten

¹ Froot, K.A., Rogoff K., “**Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rate**”, Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics Volume 3*, Amsterdam: North-Holland, (1995), pp:1647-1688.

Sarno, L., Taylor, M.P., “**The Economics of Exchange Rates**”, Cambridge, Cambridge University Press, (2003).

² Taylor, M. P., “Real exchange rates and purchasing power parity: mean-reversion in economic thought”, *Applied Financial Economics*, 16, (2006), pp:1-17.

MacDonald, R., **Exchange Rate Economics: Theory and Evidence**, New York Routledge, (2007).

geçmiş olduğu için PPP hipotezini sınavan çalışmalarda ele alınan dönemin özellikle başlangıcı büyük önem arz etmektedir.

Bu çalışmada Türkiye için PPP hipotezi standart ve kırılmalı birim kök testleri kullanılarak sıvanacaktır. Önceleri PPP hipotezi birim kök testleri ile sıvanırken yapısal kırılmalara dikkat edilmemekteydi. Kırılmalı birim kök testlerinin ortaya çıkması ile PPP hipotezini bu metotla sınavan çalışmaların sayısı artmıştır. Ardışık yapısal değişimlerin meydana geldiği uzun bir dönemden geçmiş olan Türkiye ekonomisi gibi bir ekonomi için PPP hipotezinin kırılmalı birim kök testleriyle sıvanması daha uygundur.³

Standart birim kök testleri kullanılarak Türkiye’de PPP hipotezinin geçerliliğini sınavan çalışmalarda ortak bir sonuca ulaşılamamıştır. Bu çalışmaların büyük bir kısmında Türkiye’de PPP hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılrken⁴ az sayıdaki çalışmada PPP hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Eşbütünleşme testi yaklaşımını tercih eden çalışmalar da Türkiye için çelişik bulgular ortaya koymaktadırlar. Telatar ve Kazdagli ile Doganlar ve diğerleri nominal döviz kuru ve nispi fiyat serilerinin eşbütünleşik olmadığını bulmuşlardır.⁵ Öte yandan Yazgan ile Korap ve Aslan eşbütünleşme testlerinin PPP hipotezini desteklediği sonucuna ulaşmışlardır.⁶

³ Yeldan, E., Boratav K., “**Turkey, 1980-2000: Financial Liberalization, Macroeconomic (In)-Stability, And Patterns of Distribution**”, Lance Taylor (ed.), External Liberalization in Asia, Post-Socialist Europe and Brazil, Oxford: Oxford University Press, (2006), pp. 417-455.

⁴ Abumustafa, I.N., “Re-examining the validity of purchasing power parity in emerging countries”, **Research Journal of International Studies**, 1, (2006), pp:66-76.

Acaravci S.K., Acaravci A., “Nonstationary and the Level Shift for Turkish Real Echange Rates”, **Empirical Economics Letters**, 6, (2007), pp:517-523.

Alba, D. J., Park, D., “An empirical investigation of purchasing power parity (PPP) for Turkey”, **Journal of Policy Modelling**, 27, (2005b), pp:989-1000.

Bahmani-Oskooee, M., “Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries”, **Economics Letters**, 58, (1998), pp:339-344.

Erlat, H., “Unit roots or nonlinear stationary in Turkish real exchange rates”, **Applied Economics Letters**, 11, (2004), pp:645-650.

Kalyoncu, H., “New evidences of validity of purchasing power parity from Turkey”, **Applied Economics Letters**, 16, (2009), pp:63-67.

⁵ Telatar, E., Kazdagli, H., Re-examine the Long-run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-1993”, **Applied Economics Letters**, 5, (1998), pp:51-53.

Doganlar, M., Bal, H., Ozmen, M., “Testing lon-run validity of purchasing power parity for selected emerging market economies”, **Applied Economics Letters**, 16, (2009), pp:1443-1448.

⁶ Yazgan, E.M., “Purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: a re-examination of the case of Turkey”, **Applied Economics Letters**, 10, (2003), pp:143-147.

Korap, L. H., Aslan, O., “Re-examination of long-run purchasing power parity: further evidence from Turkey”, **Applied Economics**, 42, (2009), pp:3559-3564.

Tablo 1: Ampirik Literatür

	YÖNTEM	VERİ KAYNAĞI	DÖNEM	SERİLER
Abumustafa (2006)	Birim Kök (ADF, PP, KPSS)	IFS	1976q1-2000q1	Türkiye, Mısır ve Ürdün'ün Reel döviz kuru serileri (baz ülkeler: Almanya, Japonya ve ABD)
Acaravci ve Acaravci (2007)	Birim Kök (ADF, KPSS, Perron97, ZA)	TCMB	1990m1-2007m4	WPI bazlı RER, CPI bazlı RER
Alba ve Park (2005-a)	TAR	IFS	1973m1-2004m10	RER baz ülke Almanya (Euro Bölgesi)
Alba ve Park (2005-b)	Birim Kök (ADF) ve TAR	IFS	1973m1-2002m7	RER
Bahmani-Oskooee (1998)	Birim Kök (ADF ve KPSS)	IFS, Direction of Trade Statistics, Beirut Chamber of Commerce ve Industry Iranian Central Bank	1971q1-1994q4	Bahreyn, İran, Mısır, Ürdün, Lübnan, Fas, Suudi Arabistan, Sudan, Suriye, Tunus ve Türkiye'nin CPI bazlı reel efektif döviz kuru serileri
Doğanlar, Bal ve Ozmen (2009)	Eş Bütünleşme (Johansen yaklaşımı)	IFS	1995m1-2005m12	Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Kore, Meksika, Pakistan, Filipinler, Güney Afrika ve Türkiye'nin nominal döviz kuru serileri ve Göreli fiyat serileri
Erlat (2003)	Birim Kök (Toplamsal Dışa Düşen Gözlem Kuklaları ile ADF, ZA, LP, Kapetanious(1999)) ARFIMA	IFS TCMB	1984m1-2000m9	CPI ve WPI bazlı RER (baz ülkeler: Almanya ve ABD)
Erlat (2004)	Birim Kök (ADF, DF-GLS, OLS-DT, GLS-DT, RML-DT and LP)	Erlat(2003)	1984m1-2000m9	CPI and WPI bazlı RER (baz ülkeler: Almanya ve ABD)
Kalyoncu (2009)	Birim Kök (ADF, PP, KPSS)	IFS	1980q1-2005q4	RER (baz ülkeler: Japonya, Fransa, Almanya, Hollanda, UK, ABD)

Kasman v.d. (2010)	Birim Kök (Çift Kırılmalı ve tek kırılmalı Minimum LM Testi)	IFS	1990m1-2006m09 (DM bazlı RER için) 1991m1-2006m09 (ABD bazlı RER için)	Bulgaristan, Hırvatistan, Kıbrıs, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Litvanya, Letonya, Malta, Polonya, Romanya, Slovakya, Slovenya, Türkiye'nin RER serileri (baz ülkeler: Almanya ve ABD)
Korap ve Aslan (2009)	Çok Değişkenli Eş Bütünleşme (Johansen Yaklaşımı)	TCMB ve FRB of St. Louise	1987q1-2006q4	RER baz ülke ABD
Sarno (2000-a)	ESTAR	IFS	1980m1-1997m12	RER(baz ülkeler: Fransa, Almanya, UK, ABD)
Sarno (2000-b)	ESTR ve ESTAR	IFS	1973q1-1997q4	Bahreyn, İran, Mısır, Ürdün, Lübnan, Fas, Suudi Arabistan, Sudan, Suriye, Tunus ve Türkiye'nin reel efektif döviz kuru serileri
Seyrek (2003)	Eş Bütünleşme(Engle-Granger İki Aşamalı Yaklaşımı)	IMF Yıllık İstatistikler Kitabı	1972-2001	Nominal Döviz kuru ve Görelî Fiyatlar
Telatar veKazdagli (1998)	Eş Bütünleşme(Engle-Granger İki Aşamalı Yaklaşımı)	Time Series Manager (TSM) Data Tapes	1980m10-1993m10	Nominal Döviz Kuru ve Görelî Fiyatlar
Yavuz (2009)	Birim Kök(Çift Kırılmalı Minimum LM Testi,	Togan ve Berument (2007)	1990m1-2006m12	CPI bazlı reel efektif döviz kuru
Yazgan (2003)	Çok Değişkenli Eş Bütünleşme (Johansen Yaklaşımı)	IFS, TCMB ve Deutsche Bundesbank	1982q1-2001q4	Nominal Döviz kuru ve Görelî Fiyatlar

Türkiye için PPP hipotezinin geçerliliğini sınamak amacıyla kullanılan doğrusal olmayan metotlar ESTR, ESTAR, TAR modelleri ve doğrusal olmayan birim kök testleri olarak sıralanabilir. Sarno ile Alba ve Park reel döviz kurunun uzun dönem dengesine doğrusal olmayan bir süreçte ulaştığı sonucuna varmışlardır.⁷ Ayrıca doğ-

⁷ Sarno, L., "Real Exchange Rate Behavior in High Inflation Countries: Empirical Evidence From Turkey 1980-1997", **Applied Economics Letters**, 7, (2000a), pp:285-291.

Sarno, L., "Real exchange rate behaviour in the Middle East: a re-examination", **Economics Letters**, 66, (2000b), pp.127-136.

rusal olmayan metotlar ortalamaya dönüşün yavaş olduğunu, dolayısıyla da birçok birim kök testinin durağan olmama hipotezinin reddedemediğini ortaya koymaktadır.⁸

Tablo 1’de yer alan, kırılmalı birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmalarda reel efektif döviz kurunun durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Reel efektif döviz kuru yerine Alman markı ve ABD dolarına dayalı reel döviz kuru serilerinin kullanıldığı çalışmalar PPP hipotezinin geçerliliği ile ilgili genel bir kanı ortaya koymamaktadır. Ancak Erlat⁹ çalışmasında, ABD bazlı reel döviz kuru serilerinin durağanlığının dikkate alınan fiyat endeksine bağlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tüketici fiyat endeksinin dikkate alındığı reel döviz kuru serisi durağan iken, üretici fiyat endeksinin baz alındığı reel döviz kuru serisi durağan değildir. Başka bir ifadeyle Erlat¹⁰ PPP hipotezinin geçerliliğinin dikkate alınan fiyat endeksine bağlı olduğunu göstermiştir.

Sonuç olarak eş bütünleşme testleri ve standart birim kök testleri Türkiye için PPP hipotezinin geçerli olup olmadığı konusunda kesin bir sonuç ortaya koyamamaktadır. Doğrusal olmayan metotlar ise nispi fiyatlardaki bir değişme sonucunda sapan PPP’nin tekrar eski düzeyine dönmesinin uzun zaman aldığını göstermişlerdir. Bu nedenle çalışmada uzun bir dönem ele alınmış, standart ve kırılmalı birim kök testleri kullanılarak Türkiye için PPP hipotezi sınanmıştır. Çalışmada kullanılan standart birim kök testleri ADF, PP ve KPSS’dir. Bununla birlikte kırılmalı birim kök testleri tek kırılmalı ve çift kırılmalı olarak ikiye ayrılabilir. Zivot-Andrews ve Tek Kırılmalı LM testleri PPP hipotezi tek kırılma olduğu durum için sınanırken; Lumsdaine-Papell ve Çift Kırılmalı LM testi iki kırılma olduğu durum için sınama yapılırken kullanılmıştır.

2.PPP Hipotezi

PPP hipotezi, döviz kurunun (Q_t) yaklaşık olarak yabancı para biriminin (P_{ft}) ülkenin para birimine (P_t) oranına eşit olduğunu ifade eder. Bu eşitlikte her iki tarafın doğal logaritması alınır ve $q_t = \ln(Q_t)$, $p_{ft} = \ln(P_{ft})$, $p_t = \ln(P_t)$ olarak tanımlanırsa, PPP hipotezi $q_t = p_t - p_{ft}$ şekline dönüşür. Ancak satın alma gücünden sapmalar olabilir bu sapmalar d_t ile gösterilecek olursa PPP hipotezi

$$q_t = p_t - p_{ft} + d_t$$

olarak ifade edilebilir. PPP hipotezi d_t ’nin durağan olup olmadığı test edilerek incelenebilir. Nitekim satın alma gücü paritesinden sapmalar durağan değilse hipotez geçerli değildir. PPP hipotezini test etmenin daha yaygın bir yolu da doğrudan reel döviz kurunu incelemektir.

Alba, D. J., Park, D., “Nonlinear mean reversion of real exchange rates and purchasing power parity: some evidence from Turkey”, **Applied Economics Letters**, 12, (2005a), pp:701-704.

⁸ Sarno (2000a), a.g.m.

⁹ Erlat, H., “Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, **Emerging Markets Finance and Trades**, 39, (2003), pp:80-97.

¹⁰ Erlat (2003), a.g.m.

PPP hipotezi geçerli iken reel döviz kuru sabittir dolayısıyla reel döviz kurunda bir hareket satın alma gücü paritesinden sapmayı ifade eder. Bu durumda reel döviz kurunun durağan olması PPP hipotezinin geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Başka bir deyişle reel döviz kurunun doğal logaritması t döneminde r_t ile gösterildiğinde

$$r_t = q_t + p_{ft} - p_t$$

eşitliğindeki $\{r_t\}$ dizisinin durağan olması, PPP hipotezinin geçerli olduğu anlamına gelir.

3. PPP Hipotezinin Birim Kök Testi Yaklaşımıyla Sınanması

Bir ülkede PPP hipotezinin geçerli olup olmadığı sorusunu cevaplamaya çalışan pek çok araştırmacı birim kök testi yaklaşımını benimsemiştir. Bu yaklaşım temel olarak reel döviz kurunun zaman serisi özelliklerinin incelenmesine dayanmaktadır.¹¹ Birim kök testlerinin sonuçları reel döviz kuru serisinin durağan olduğuna işaret ediyorsa, PPP hipotezi geçerlidir. Aksine birim kök testlerinin sonuçları reel döviz kuru serisinin durağan olmadığını ortaya koyuyorsa, PPP hipotezi geçersizdir.

Birim kök testleri kullanılarak PPP hipotezinin test edilmesinde, başlangıçta kırılmayı dikkate almayan ADF, PP ve KPSS gibi testler yaygın bir şekilde kullanılmıştır. Bu testlerde seride birim kök olup olmadığını sınamak için üç farklı regresyon denklemi kullanılır. Bu denklemleri birbirinden ayıran deterministik terimlerdir. İlk regresyon denkleminde hiçbir deterministik terim yer almamaktadır. İkincisinde deterministik terim olarak sadece sabit bulunmaktadır. Son denklemde ise hem sabit hem de deterministik trend yer almaktadır. Bu birim kök testleri kullanılarak PPP hipotezi sınanırken, yalnızca deterministik terim olarak sabiti içeren ikinci regresyon denklemi yaygın şekilde kullanılmaktadır. Literatürde böyle bir yol izlenmesinin temel nedeni Enders'in da belirttiği gibi PPP hipotezine ait teorinin deterministik zaman trendi içermemesidir.¹² Bu noktayı Taylor PPP hipotezinin geçerliliği için gerekli koşulun reel döviz kuru serisinin ortalamaya dönmesi (Mean-reverting) olduğunu belirterek vurgulamıştır.¹³ Bu nedenle bu çalışmada PPP hipotezinin geçerliliği deterministik trendsiz fakat sabiti içeren regresyon denkleminde yararlanılarak test edilecektir. Daha formel ifadeyle PPP hipotezine ilişkin ADF testi denklemi aşağıdaki gibidir:

$$r_t = a_0 + \gamma r_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta r_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Reel döviz kuru serisinin durağanlığının ya da PPP hipotezinin geçerliliğinin sınanmasında kritik katsayı γ 'dır. Eğer γ sifıra eşitse, reel döviz kuru serisi durağan

¹¹ MacDonald (2007), a.g.m p.57

¹² Enders, W., **Applied Econometric Times**, New York Wiley, (2010), p.212.

¹³ Taylor, M. P., "Purchasing Power Parity", **Review of International Economics**, 11, (2003), p.438.

değildir. Dolayısıyla PPP hipotezi geçersizdir. Buna karşın γ anlamlı bir şekilde sıfırdan farklıysa, reel döviz kuru serisi durağan ve PPP hipotezi geçerlidir.

PPP hipotezinin sınanmasında kullanılan ADF ve PP testleri önemli ölçüde boyut bozukluğu problemi içermektedir. ADF testinde, özellikle dağılım bir hareketli ortalama bileşeni içeriyorsa, boyut bozukluğu ortaya çıkmaktadır. PP testinde de negatif ve büyük bir hareketli ortalama parametresi bulunduğu, ciddi ölçüde boyut bozukluğu ortaya çıkmaktadır.¹⁴ Boyut bozukluğu probleminin yanı sıra bu testlerde yapısal kırılmalar da dikkate alınmamaktadır. Bütün bu nedenlerden dolayı, PPP hipotezinin sınanmasında yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin kullanımını artmaktadır.¹⁵ Buna bağlı olarak yeni PPP hipotezleri ortaya çıkmıştır. Bu hipotezlerin gündeme gelmesindeki iki temel faktör trend ve kırılmalardır. Dornbush ve Vogelsang reel döviz kuru serisinin düzeyde tek ya da çift kırılmayla durağanlığı alternatif hipotezini PPP-benzeri (Quasi-PPP, QPPP) hipotezi olarak adlandırmışlardır. Eğer reel döviz kuru serisi düzeyde tek ya da çift kırılma ile durağansa, QPPP hipotezi geçerlidir. Papell ve Pradan ek olarak Trend PPP (TPPP) ve Trend Şartlı PPP (Trend Qualified PPP, TQPP) ayrımlarını literatüre kazandırmışlardır. TPPP hipotezi reel döviz kuru serisinin trend durağan olmasını ifade eder. TQPPP hipotezi ise reel döviz kuru serisinin düzeyde tek ya da çift kırılmayla trend durağan olduğu anlamına gelir. Kısaca reel döviz kuru trend durağansa TPPP hipotezi geçerli iken, düzeyde kırılmayla trend durağansa TQPPP hipotezi geçerlidir.¹⁶ Çalışmanın ilerleyen kısımlarında bu şekilde ayrıma gidilmesi karmaşıklık yaratacağından dolayı test edilen tüm hipotezlere PPP hipotezi denilmiştir.

Yapısal kırılmayı dikkate alan testler içsel olarak tek kırılmaya izin veren ve çift kırılmaya izin veren testler olarak ikiye ayrılmaktadır. Bu testlerden içsel olarak tek kırılmaya izin veren testlerin ilki Zivot ve Andrews tarafından geliştirilmiştir.¹⁷ Zivot ve Andrews yapısal kırılma dışsal olarak belirlendiği için Perron¹⁸ testini eleştirmiş ve kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği Zivot-Andrews (ZA) birim kök testini geliştirmişlerdir. ZA birim kök testinde tek kırılmaya izin verilmekte ve kırılma dönemi içsel olarak belirlenmektedir. Zivot ve Andrews¹⁹, Perron²⁰ çalışmasındaki A,

¹⁴ Ivrendi, M., Guloglu, B., “Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence from Inflation Targeting Countries,” **Economic Modelling**, 27, (2010), p.1149

¹⁵ Ghiba, N., Sadoveanu D., “Testing Purchasing Power Parity in Romania using standard unit root tests, with one structural break and cointegration analysis”, **The Romanian Economic Journal**, 44, (2012), p.245.

¹⁶ Yavuz, N. C., “Purchasing power parity with multiple structural breaks: evidence from Turkey”, **Economics Bulletins**, 29, (2009), pp.1-2.

¹⁷ Zivot, E., Andrews, D. W. K., “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, (1992), pp.251-270.

¹⁸ Perron, P., “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, 57, (1989), pp.1361-1401.

¹⁹ Zivot, Andrews (1992) a.g.m.

²⁰ Perron (1989) a.g.m.

B ve C modellerinin her birini ele alsa da, uygulamada A ve C modelleri genel kabul görmektedir. PPP hipotezi ZA testi kullanılarak sınanabilir. Bu hipotezi sınanmasında ZA testinin A ve C modeline ilişkin aşağıdaki denklemler kullanılır.

$$r_t = \mu + \alpha t + \gamma r_{t-1} + \phi_1 DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Model(A)}$$

$$r_t = \mu + \alpha t + \gamma r_{t-1} + \phi_1 DU_t(\lambda) + \phi_2 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Model(C)}$$

Model A düzeyde meydana gelen yapısal kırılmayı dikkate alırken, Model C’de hem eğimde hem de düzeyde meydana gelen yapısal kırılmalar göz önünde bulundurulmaktadır. Her iki modelde de T_B içsel olarak belirlenen kırılma tarihi olmak üzere, $\lambda = T_B/T$ şeklinde belirlenir. Model A ve Model C de DU sabit terimde meydana gelen yapısal kırılmayı gösteren kukla değişken iken, DT eğimde meydana gelen yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkendir. Bu kukla değişkenler aşağıdaki biçimde ifade edilir.

$$\begin{aligned} DU_t &= 1 \quad t > T\lambda & DT_t &= t - T\lambda \quad t > T\lambda \\ DU_t &= 0 \quad \text{diger} & DT_t &= 0 \quad \text{diger} \end{aligned} \quad \text{ve}$$

PPP hipotezinin geçerliliği sınanırken, ZA testinde Model A için γ ve ϕ_1 parametreleri, Model C için γ , ϕ_1 ve ϕ_2 parametreleri ile ilgilenir. Model A’da γ ve ϕ_1 anlamlı bir şekilde sıfırdan farklıysa, reel döviz kuru düzeyde tek kırılmayla durağan ve PPP hipotezi geçerlidir. Model C’de ise γ , ϕ_1 ve ϕ_2 anlamlı bir şekilde sıfırdan farklıysa, reel döviz kuru eğimde ve sabitte bir kırılmayla durağan ve PPP hipotezi geçerlidir.

Lee ve Strazicich²¹ ZA birim kök testinin yapısal kırılmayla birim kök olasılığını dikkate almadığını iddia etmektedir. Bu yazarlar birim kök boş hipotezi altında bir kırılma olduğunda, arzu edilmeyen iki sonucun ortaya çıkacağını ileri sürmektedirler. Bunlardan ilki, ZA testinin boyut bozuklukları göstermesidir. Dolayısıyla bu testler aslında yapısal kırılmayla birim kök içeren bir seriyi, yapısal kırılmayla durağan bir seri olarak gösterebilirler. İkincisi ise bu testlerde kırılma tarihleri yanlış hesaplanabilir. Bütün bu nedenlerden dolayı Lee ve Strazicich²² ZA testine alternatif olarak Tek Kırılmalı LM birim kök testini geliştirmiştir. Bu testte aşağıdaki veri yaran süreci (DGP) ele alınmaktadır.

$$r_t = \delta' Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

²¹ Lee, J., Strazicich M. C., “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break”, Appalachian State University, Working Papers No. 04-17, (2004), p.1.

²² Lee, Strazicich (2004) a.g.m.

Burada Z_t dışsal değişkenleri ifade etmektedir, Lee ve Strazicich ZA birim kök testinin aksine, sadece Model A ve Model C'yi kullanmaktadır. A modeli düzeyde tek kırılmaya izin vermektedir. Bu model aşağıdaki biçimde ifade edilir.

$$r_t = \delta'Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Model (A)}$$

$$Z_t = [1, t, D_{1t}]'$$

Burada D_{1t} düzeydeki yapısal kırılmayı ifade eden kukla değişkendir. Bu değişken T_B yapısal kırılmayı ifade edecek şekilde tanımlandığında aşağıdaki biçimde ifade edilir.

$$D_{1t} = 1, \quad t \geq T_B + 1$$

$$D_{1t} = 0 \quad \text{diger}$$

Düzeyde ve eğimde tek kırılmaya izin veren C modeli şu şekildedir.

$$r_t = \delta'Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Model (C)}$$

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}]'$$

Burada DT_{1t} eğimde meydana gelen yapısal kırılmayı ifade eden kukla değişkendir. Bu değişkenin alacağı değerler aşağıdaki gibidir.

$$DT_{1t} = t - T_B, \quad t \geq T_B + 1$$

$$DT_{1t} = 0 \quad \text{diger}$$

LM prensibi uyarınca birim kök istatistikleri aşağıdaki denklemde elde edilir:

$$\Delta r_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t$$

Burada Δ birinci fark operatörü, \tilde{S}_t arındırılmış seridir. Denklemde Z_t yerine $\Delta Z_t = [1, B_t, D_t]$ yer almaktadır. $B_t = \Delta D_{1t}$ ve $D_t = \Delta DT_{1t}$ şeklinde tanımlanan B_t ve D_t , sırasıyla alternatif hipotezde sabitte ve trendde değişime; sıfır hipotezinde ise, bir dönemli sıçrama ve ortalamada değişime karşılık gelmektedir. Reel döviz kurunun birim kök içermesi durumunda t-testi kullanılarak sınanan sıfır hipotezi $\phi=0$ şeklindedir. Alternatif hipotez ise $\phi < 0$ olarak gösterilmektedir. LM t-test istatistiği şu şekilde ifade edilmektedir.

$$\tilde{\tau} : \phi = 0 \quad \text{boş hipotezini test eden t-istatistiği}$$

Kırılma tarihi T_B aşağıda belirtilen minimum birim kök t-testi istatistikleri için olası kırılma tarihlerinin araştırılması ile belirlenmektedir.

$$LM_t = \text{Inf}_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda)$$

ZA testinin aksine, tek kırılmalı LM birim kök testinde veri yaratan süreç (DGP) gerek boş hipotez ($\beta = 1$) altında gerekse de alternatif hipotez ($\beta \neq 1$) altında yapısal kırılma içermektedir. İki test arasındaki temel fark da bu noktadan kaynaklanmaktadır. Her iki model için boş ve alternatif hipotez şöyledir.

$$H_0 : r_t = \alpha_0 + d_1 B_{1t} + r_{t-1} + \eta_{1t}$$

$$H_A : r_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + d_1 D_{1t} + \eta_{2t}$$

ve

$$H_0 : r_t = \alpha_0 + d_1 B_{1t} + d_2 D_{1t} + r_{t-1} + \eta_{1t}$$

$$H_A : r_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + d_1 B_{1t} + d_2 D_{1t} + \eta_{2t}$$

Burada η_{1t} ve η_{2t} durağan bozucu terimlerdir. Testin kritik değeri bulunurken kullanılan λ değeri, T toplam gözlem sayısı olmak üzere, $\lambda = T_B/T$ şeklinde hesaplanır.

Model A da boş hipotez reel döviz kurunun düzeyde tek kırılmayla durağan olmadığını, alternatif hipotez ise düzeyde tek kırılmayla döviz kuru serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Başka bir ifadeyle boş hipotez düzeyde tek kırılmayla PPP hipotezinin geçersiz olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez düzeyde tek kırılmayla PPP hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmektedir. Buna karşın Model C'nin boş hipotezi düzeyde ve eğimde tek kırılmayla PPP hipotezinin geçersiz olduğunu ortaya koyarken, alternatif hipotezi düzeyde ve eğimde bir kırılmayla PPP hipotezinin geçerli olduğunu ifade eder.

Ancak uzun dönem içeren serilerde iki kırılma olabilir. Bu durum dikkate alınmadan, direkt tek kırılmalı birim kök testlerinin kullanılması araştırmacıların yanlış bulgulara ulaşmasına yol açabilir. Lumsdaine ve Papell²³ bu noktadan yola çıkarak seride iki kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell (LP) testini geliştirmişlerdir. Bu test ZA testinin genişletilmesiyle elde edilmiştir. ZA testindeki Model A ve Model C ise LP testinde Model AA ve Model CC olarak adlandırılmıştır. LP testinde en geniş model (Model CC) aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\Delta r_t = \mu + \alpha t + \gamma r_{t-1} + \theta_1 DU_{1t}(\lambda_1) + \phi_1 DT_{1t}(\lambda_1) + \theta_2 DU_{2t}(\lambda_2) + \phi_2 DT_{2t}(\lambda_2) + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

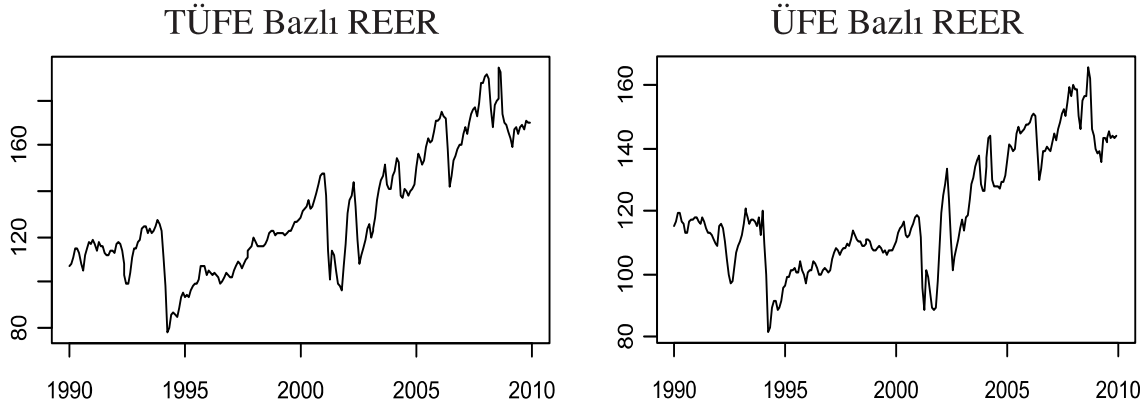
Bu model hem düzeyde hem de eğimde kırılmaya izin vermektedir. Yine ZA testinde olduğu gibi DU sabit terimde meydana gelen yapısal kırılmayı gösteren kukla değişken ve DT eğimde meydana gelen yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkendir. Kukla değişkenlerin aldıkları değerler yine ZA testinde olduğu gibi belirlenir ancak T_{B1} ve T_{B2} şeklinde gösterilen iki kırılma tarihi vardır. Dolayısıyla $\lambda_1 = T_{B1}/T$ ve $\lambda_2 = T_{B2}/T$ olmak üzere iki farklı lamda değeri vardır.

²³ Lumsdaine R. L., Papell, D. H., (1997), "Multiple Trend Breaks and The Unit-Root Hypothesis", **The Review of Economics and Statistics**, 79, pp.212-218.

LP testi her ne kadar ZA testini iki kırılma için genişletmişse de, boş hipotez de yapısal kırılma olmaması problemini çözememiştir. Bu nedenle ZA testindeki benzer problem LP testinde de söz konusudur. Lee ve Strazicich²⁴ LP testinin yapısal kırılmaya sahip durağan olmayan bir seriyi, durağanmış gibi gösterebileceğini ifade etmektedir. Lee ve Strazicich²⁵ hem alternatif hem de boş hipoteze yapısal kırılmayı dahil ederek, Çift Kırılmalı LM testini geliştirmiştir. Bu test önceden anlatılan Tek Kırılmalı LM testine benzemektedir. Sadece 1 numaralı denklemdaki Z_t dışsal değişkenleri $Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}]'$ yerine $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ şeklinde tanımlanır. Testin kritik değeri bulunurken kullanılan λ değeri, T toplam gözlem sayısı ve $j=1,2$ için T_{Bj} kırılma noktalarını göstermek üzere, $\lambda_j = T_{Bj}/T$ şeklinde hesaplanır.

4. Ampirik Bulgular

Çalışmada Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) veri tabanından elde edilen aylık veriler kullanılmıştır. Seriler 1990'ın ilk ayından 2009'un son ayına kadar olan süreci (1990m1 - 2009m12) kapsamaktadır. Ampirik analizde kullanılan tüketici fiyat endeksi bazlı reel efektif döviz kuru (reer_cpi) ve üretici fiyat endeksi bazlı reel efektif döviz kuru (reer_ppi) serileri görsel olarak Grafik 1'de sunulmuştur. Çalışmada seriler doğal logaritmaları alınarak kullanılmıştır. Serilerin doğal logaritması ise sırasıyla tüketici fiyat endeksi bazlı ve üretici fiyat endeksi bazlı seriler için lreer_cpi ve lreer_ppi olarak yeniden adlandırılmıştır.



Grafik 1. Reel Efektif Döviz Kuru Serileri

Standart birim kök testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de gösterilmektedir. Her üç teste ait istatistikler Tablo 2'nin sütunlarında verilmiştir, test istatistiklerinin yanında parantez içinde gecikme uzunlukları bulunmaktadır. Testlere ait kritik değerler ise tablonun ikinci kısmında bulunmaktadır. Buna göre her üç testte ilişkin sonuçlar

²⁴ Lee, J., Strazicich M. C., "Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *Review of Economics and Statistics*, 85, (2003), p.1082.

²⁵ Lee, Strazicich (2003) a.g.m.

Türkiye’de PPP hipotezinin geçersiz olduğunu göstermektedir. Bu bulgular literatürde yapılan benzer çalışmalarda ulaşılan sonuçlarla uyumludur.

Tablo 2. Standart Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Seriler	ADF	KPSS	PP
lreer_cpi	-1.76 (2)	1.65 (11)	-1.71 (4)
lreer_ppi	-1.75 (3)	1.41 (11)	-1.70 (8)
Testlerin Kritik Değerleri			
	%1	%5	%10
ADF ve PP	-4.00	-3.43	-3.15
KPSS	0.22	0.15	0.12

Tek kırılmalı birim kök testlerine ilişkin bulgular Tablo 3’de verilmektedir. Bu tabloda hem ZA Testi hem de Tek Kırılmalı LM Testi için model A ve Model C’ye ait bulgulara yer verilmektedir. Model A sadece düzeyde kırılmayı göz önüne alırken, Model C hem düzeyde hem de eğimde kırılmayı dikkate almaktadır. Bu kırılmaların olduğu tarihler ise test istatistiklerinin sağındaki kutuda italik yazı ile belirtilmiştir. Test istatistiğinin yanındaki parantez içindeki sayılar yine gecikmeyi belirtmektedir.

Tablo 3. Tek Kırılmalı Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Seriler		ZA Testi				
		Model A		Model C		
	lreer_cpi	-5.23 (12)	<i>1994m01</i>	-5.19 (12)	<i>1994m01</i>	
	lreer_ppi	-4.83 (12)	<i>1994m01</i>	-4.63 (12)	<i>1994m01</i>	
Tek Kırılmalı LM Testi						
		Model A		Model C		
	lreer_cpi	-2.55 (12)	<i>2001m12</i>	-3.45 (12)	<i>1994m10</i>	
	lreer_ppi	-2.07 (12)	<i>2001m11</i>	-3.75 (12)	<i>2002m12</i>	
Testlerin Kritik Değerleri						
		%1	%5	%10		
ZA Testi	Model A	-5.34	-4.83	-4.58		
	Model C	-5.57	-5.08	-4.82		
LM Testi	Model A	-4.24	-3.57	-3.21		
	Model C	λ	%1	%5	%10	
		0.1	-5.11	-4.50	-4.21	
		0.2	-5.07	-4.47	-4.20	
		0.3	-5.15	-4.45	-4.18	
		0.4	-5.05	-4.50	-4.18	
0.5	-5.11	-4.51	-4.17			

ZA testinin sonuçlarına bakıldığında tüketici fiyat endeksi bazlı reel efektif döviz kurunun doğal logaritmasının (lreer_cpi) Model A için %5 ve Model C için %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Başka deyişle ZA testi PPP hipotezinin geçerli olduğunu ileri sürmektedir. Ancak Model A lreer_ppi serisinin %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu gösterirken, Model C bu serinin durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Tek Kırılmalı LM testi sonuçlarına göre ise hem A hem de C modeli, her iki serinin de durağan olmadığını yani PPP hipotezinin geçersiz olduğunu göstermektedir.

Tablo 4. Çift Kırılmalı Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Seriler	LP testi								
	Model AA			Model CC					
lreer_cpi	-7.07 (12)	1994m01	2001m01	-7.26 (6)	1994m02	2001m01			
lreer_ppi	-6.20 (12)	1994m01	2003m01	-6.54 (11)	1994m01	2003m01			
Çift Kırılmalı LM Testi									
Model AA									
Model CC									
lreer_cpi	-3.63 (2)	2001m12	2003m04	-5.85 (1)	1993m03	1994m05			
lreer_ppi	-2.47 (12)	2001m10	2001m12	-6.14 (1)	1994m02	2003m04			
Testlerin Kritik Değerleri									
				%1	%5	%10			
LP testi	Lumsdaine and Papell Critical Values		Model AA	-6.94	-6.24	-5.96			
			Model CC	-7.34	-6.82	-6.49			
	Ohara Critical Values		Model AA	-6.42	-5.95	-5.72			
			Model CC	-6.96	-6.40	-6.17			
Çift Kırılmalı LM Testi	Model AA	%1		%5		%10			
		-4.54		-3.84		-3.50			
	Model CC	%5							
		λ_2							
		λ_1	0.4		0.6		0.8		
		0.2	-6.16	-5.59	-5.27	-6.41	-5.74	-5.32	-6.33
0.4	-6.45		-5.67	-5.31	-6.42	-5.65	-5.32		
0.6			-6.32	-5.73	-5.32				

Çift kırılmalı birim kök testlerine ait bulgular Tablo 4’de gösterilmektedir. LP testine ilişkin hem AA hem de CC modelleri her iki serinin durağan olduğuna işaret etmektedir. Kırılma tarihler ise Türkiye ekonomisinde yaşanan iki büyük krize denk düşmektedir. Özetle LP testi Türkiye için PPP hipotezinin geçerli olduğunu ileri sürmektedir. Çift Kırılmalı LM testine ilişkin modellerin bulguları farklılık göstermektedir. Model AA her iki serinin de durağan olmadığını gösterirken, model CC bu serilerin durağan olduğunu ortaya koymaktadır.

Kırılmalı birim kök testleri kullanılarak ulaşılan sonuçlar literatürdeki sonuçlarla karşılaştırıldığında iki temel nokta ön plana çıkmaktadır. Birincisi bu çalışma da dahil kırılmalı birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmalarda Türkiye’de PPP hipotezinin geçerli olduğu genel yargısına varılmıştır. Bu çalışmayı mevcut literatürün büyük bir kısmından ayırıştırın en önemli bulgu ise PPP hipotezinin geçerliliğinin seçilen fiyat endeksine bağlı olduğunun ortaya konulmasıdır. Bu bulgu sadece Erilat’ın çalışması ile örtüşmektedir. Dolayısıyla her iki çalışmada da Türkiye’de tüketici fiyat endeksi baz alındığında reel efektif döviz kurunun durağan ve PPP hipotezinin geçerli olduğu vurgulanırken; üretici fiyat endeksi baz alındığında reel efektif döviz kurunun durağan olmadığı ve PPP hipotezinin geçersiz olduğu ileri sürülmektedir.

5. Sonuç

Türkiye ekonomisi için standart birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmalarda PPP hipotezinin geçersiz olduğu kanısı yaygındır. Bu çalışmada kırılmalı birim kök testlerinin yanı sıra standart testler de kullanılmıştır. Bu testlerin sonuçları da literatürdeki genel kanıyı destekler niteliktedir. Buna karşın tek kırılmalı birim kök testleri Türkiye için PPP hipotezinin geçerliliğinin, benimsenen fiyat endeksine bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre tüketici fiyat endeksi baz alındığında PPP hipotezi geçerli iken üretici fiyat endeksi baz alındığında PPP hipotezinin geçerli olup olmadığı açık değildir. Bunun temel nedeni olarak, Türkiye ekonomisine dış kaynak girişindeki dalgalanmalar gösterilebilir. Çünkü bu dalgalanmalar doğrudan üretici fiyat endeksini etkileyerek PPP hipotezinin geçersiz olmasına neden olabilir. Çift kırılmalı testler incelendiğinde de Ireal-ppi serisi için benzer bir problem ortaya çıkmaktadır. LP testi Ireal_cpi serisinin %5 anlamlılık düzeyinde durağan olmadığını göstermektedir. Ancak Çift Kırılmalı LM testinin trendeki ve de eğimdeki değişmeyi birlikte dikkate alan C modeli hem tüketici fiyat endeksi bazlı hem de üretici fiyat endeksi bazlı serinin durağan olduğunu bulmuştur.

Gelecekte yürütülecek çalışmalarda Ireal_ppi ile dış kaynak arasındaki ilişki daha detaylı incelenebilir. Ayrıca Ireal_ppi serisinde özellikle 2001 sonrasındaki oynaklığın serinin durağan olmamasına, yani PPP hipotezinin geçersiz olmasına neden olup olmadığı incelenebilir. Bu serideki oynaklığın ne düzeyde dış kaynak girişi sonucu meydana geldiği de önemli bir sorudur. Daha temel bir sorun ise dış kaynak girişinin PPP’nin ekonominin temel yapısındaki değişimlerden kopuk hareket ederek reel döviz kuru serisinin ortalamaya dönme eğilimini bozup bozmadığıdır.

Kaynakça

- ABUMUSTAFA, I.N., (2006), "Re-examining the validity of purchasing power parity in emerging countries", **Research Journal of International Studies**, 1, pp:66-76.
- ACARAVCI S.K., Acaravcı A., (2007), "Nonstationary and the Level Shift for Turkish Real Exchange Rates", **Empirical Economics Letters**, 6, pp:517-523.
- ALBA, D. J., Park, D., (2005a), "Nonlinear mean reversion of real exchange rates and purchasing power parity: some evidence from Turkey", **Applied Economics Letters**, 12, pp:701-704.
- ALBA, D. J., Park, D., (2005b), "An empirical investigation of purchasing power parity (PPP) for Turkey", **Journal of Policy Modelling**, 27, pp:989-1000.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1998) "Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries", **Economics Letters**, 58, pp:339-344.
- DOGANLAR, M., BAL, H., Ozmen, M., (2009), "Testing long-run validity of purchasing power parity for selected emerging market economies", **Applied Economics Letters**, 16, pp:1443-1448.
- ENDERS, W., (2010), **Applied Econometrics Times**, 3rd ed., New York Wiley.
- ERLAT, H., (2003), "Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates", **Emerging Markets Finance and Trades**, 39, pp:70-97.
- ERLAT, H., (2004), "Unit roots or nonlinear stationary in Turkish real exchange rates", **Applied Economics Letters**, 11, pp:645-650.
- FROOT, K. A., Rogoff, K., (1995), "**Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rate**", Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics Volume 3*, Amsterdam: North-Holland, pp:1647-1688.
- GHIBA, N., Sadoveanu D., (2012), "Testing Purchasing Power Parity in Romania using standard unit root tests, with one structural break and cointegration analysis", **The Romanian Economic Journal**, 44, pp:241-257.
- IVRENDI, M., Guloglu, B., (2010) "Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence from Inflation Targeting Countries," **Economic Modelling**, 27, pp.1144-1155
- KALYONCU, H., (2009), "New evidences of validity of purchasing power parity from Turkey", **Applied Economics Letters**, 16, pp:63-67.
- KASMAN, S., Kasman, A., Ayhan, D., (2010), "Testing purchasing power parity hypothesis for the new member and candidate countries of the EU: Evidence from LM unit root tests with structural breaks", **Emerging Markets Finance and Trades**, 46, pp:53-65.
- KORAP, L. H., Aslan, O., (2009), "Re-examination of long-run purchasing power parity: further evidence from Turkey", **Applied Economics**, 42, pp:3559-3564.

-
- LEE, J., Strazicich M. C., (2003), "Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", **Review of Economics and Statistics**, 85 , pp:1082-1089.
- LEE, J., Strazicich M. C., (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Appalachian State University, Working Papers No. 04-17.
- LUMSDAINE R. L., Papell, D. H., (1997), "Multiple Trend Breaks and The Unit-Root Hypothesis", **The Review of Economics and Statistics**, 79, pp:212-218.
- MACDONALD, R., (2007), **Exchange Rate Economics: Theory and Evidence**, 2nd ed., Routledge, New York.
- PERRON, P., (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, 57, pp:1361-1401.
- SARNO, L., (2000a), "Real Exchange Rate Behavior in High Inflation Countries: Empirical Evidence From Turkey 1980-1997", **Applied Economics Letters**, 7, pp:285-291.
- SARNO, L., (2000b), "Real exchange rate behaviour in the Middle East: a re-examination", **Economics Letters**, 66, pp:127-136.
- SARNO, L., Taylor, M.P., (2003), "**The Economics of Exchange Rates**", Cambridge, Cambridge University Press.
- SEYREK, İ., (2003), "PPP and The Turkish Exchange Rate" **Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi**, 3, pp:151-169.
- TAYLOR, M. P., (2003), "Purchasing Power Parity", **Review of International Economics**, 11, pp:436-452.
- TAYLOR, M. P., (2006), "Real exchange rates and purchasing power parity: mean-reversion in economic thought", **Applied Financial Economics**, 16, pp:1-17.
- TELATAR, E., Kazdaglı, H., (1998), "Re-examine the Long-run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-1993", **Applied Economics Letters**, 5, pp:51-53.
- YAVUZ, N. C., (2009), "Purchasing power parity with multiple structural breaks: evidence from Turkey", **Economics Bulletins**, 29, pp:1201-1210.
- YAZGAN, E.M., (2003), "Purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: a re-examination of the case of Turkey", **Applied Economics Letters**, 10, pp:143-147.
- YELDAN, E., Boratav K., (2006), "**Turkey, 1980-2000: Financial Liberalization, Macroeconomic (In)-Stability, And Patterns of Distribution**", Lance Taylor (ed.), External Liberalization in Asia, Post-Socialist Europe and Brazil, Oxford: Oxford University Press, pp. 417-455.
- ZIVOT, E., Andrews, D. W. K., (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, pp.251-270.