



<b>Article Type</b>	Research Article	<i>Accepted / Makale Kabul</i>	15.03.2019
<i>Received / Makale Geliş</i>	05.12.2018	<i>Published / Yayınlanma</i>	15.03.2019

## **TÜRKİYE VE SEÇİLMİŞ TÜRK CUMHURİYETLERİ EKONOMİLERİ İÇİN BALASSA SAMUELSON HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİK ANALİZİ<sup>1</sup>**

### **VALIDITY OF THE BALASSA-SAMUELSON HYPOTHESIS FOR TURKISH AND SELECTED TURKIC REPUBLIC ECONOMIES BY BOUND TESTING APPROACH**

**Doç. Dr. Utku ALTUNÖZ**

Sinop Üniversitesi, Boyabat İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat ABD, Sinop /  
TÜRKİYE, ORCID: 0000-0002-0232-3108

#### **ÖZET**

Balassa Samuelson Hipotezi ya da etkisi, dış ticarete konu olan sektörler ile ticarete konu olmayan sektörler arasındaki nispi verimlilik oranlarının uluslararası seviyede farklılık göstermesi nedeniyle satın alma gücü paritesinden yapısal ve kalıcı sapmalara neden olabileceğini iddia etmektedir. Çalışmada Türkiye ile 6 Seçilmiş Türk Cumhuriyeti'nin ekonomileri için Balassa Samuelson etkisinin varlığı, analize dahil edilen değişkenlerle test edilmektedir. Modelde kullanılan bağımsız değişkenler I(0) ve I(1) sürecinin birleşimi olması nedeniyle model tahmininde kullanılan ekonometri yöntemin seçimi önem taşımaktadır. Bundan dolayı reel döviz kurunun determinantlarının tahmin edilmesinde ve aralarındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespitinde ARDL sınır testi yaklaşımı tercih edilmiştir. Ekonometrik analize dahil edilen zaman serileri, Balassa Samuelson hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Balassa-Samuelson Hipotezi, Reel Efektif Döviz Kuru, Sınır Testi

**Jel Sınıflandırması:** C22, E31, F31

#### **ABSTRACT**

Balassa-Samuelson theory or effect explains that a differentiation at international level between the relative rates of productivity of the tradable and non-tradable sectors may cause structural and permanent deviations from the purchasing power parity. In the study, the existence of the Balassa Samuelson effect for the economies of Turkey and 6 selected Turkic republics is tested with the variables included in the analysis. The choice of econometric technique used to estimate the model was important because the repressors in the model appeared to be a mixture of I(0) and I(1) processes. Therefore, ARDL boundary test approach is used for cointegration analysis in estimating the determinants of real exchange rate. The data set and econometric methods used in the analysis do not support the correct results of the B-S hypothesis.

**Key Words:** Balassa-Samuelson Hypothesis, Real Effective Exchange Rate, Bound Testing

**JEL Classification:** C22, E31, F31

#### **1. GİRİŞ**

Bèla Balassa (1964) ve Paul Samuelson (1964) tarafından geliştirilen Balassa Samuelson Etkisi'ne (hipotezine) göre dış ticaretle ilgili olan ve dış ticaretle ilgili olmayan sektörler arasında görece verimlilik farkları bulunmaktadır. Sözü edilen verimlilik farkları uluslararası düzeyde de farklılığa neden olmakta ve bu durum satın alma gücü paritesinden kalıcı ve yapısal sapmalara neden olabilmektedir. Ticarete konu mallara ait sektörlerde (T) tek fiyat kanunu hüküm sürmekte olup piyasalarda tek bir fiyat mevcutken, ticarete konu olmayan mallara ait sektörlerde (N) üretim ve tüketim durumlarında meydana gelen fiyat değişiklikleri varlıklarını sürdürmektedir. Ekonomiler için dış ticaretin önemi, gelişen ekonomiler için reel kur seviyesinin ekonomik performansa yaptığı katkıyı da tartışılır hale getirmiştir. Mal ve hizmet fiyatlarının coğrafi özelliklere göre farklılıklar içerebileceklerini dile getiren satın alma gücü paritesi teorisinin yanında, vergi ve çeşitli kısıtlamaların var olmadığı durumlarda arbitraj ihtimalinin ortadan kalkması ve zamanla fiyat farklarının yok olup fiyatların birbirine yaklaşması gerekmektedir. Satın alma gücü teori savunucularına göre iki farklı ülke arasında nominal kur, fiyat

<sup>1</sup> Çalışma EconAnadolu 2017 Kongresinde bildiri olarak sunulmuştur.

birliđi yönünde hareket etmektedir. Teoriye göre verimlilik artışı olan ülkenin ticarete konu olan malları üreten sektörlerde iş gücüne harcanan maliyetlerin yükseleceđi ve faktör fiyatlarının eşitleneceđi varsayımından hareketle söz konusu artışın ticarete konu olmayan malları üreten sektörlerle etki edeceğini ticarete konu olmayan malların fiyatlarının artmasıyla reel kurunun değeri olacağını öngörür (Bayar ve Tokpınar,2013:410).

İktisat biliminde satın alma gücü paritesinin çalışıp çalışmayacağı konusunda görüş birliđi sağlanamamıştır. Bir kısım iktisatçı, satın alma gücü teorisinin işlemeyeceđini iddia ederek alternatif modeller gerçekleştirmişlerdir. Geliştirdikleri modellerin çoğunluğunda ticaretle alakalı ve alakasız malları ihraç edilen mallar ve ihraç edilmeyen mallar olarak sınıflandırmışlardır. Söz konusu modeller için tek fiyat yasası yalnızca dış ticaretle alakalı mallarda söz konusu olabilmektedir.

## 2. BALASSA SAMUELSON HİPOTEZİNİN TEORİK ALTYAPISI

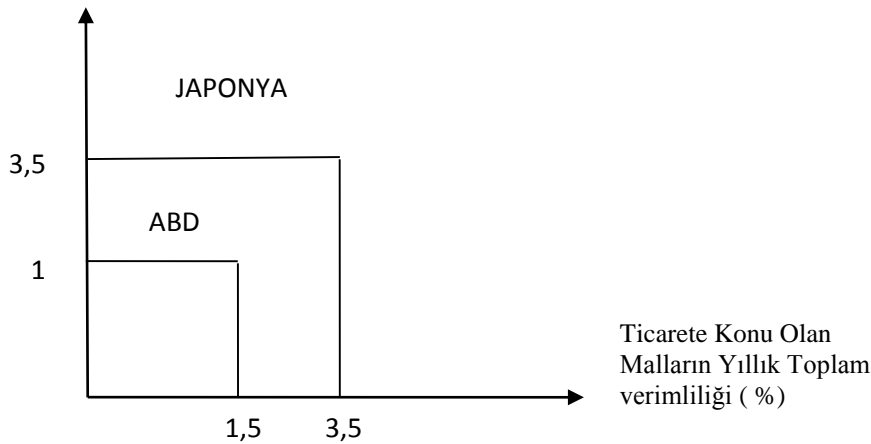
Satın alma gücü paritesi teorisi (SAGP) farklı para birimlerinin arasında mevcut olan satın alma gücünü eşitlemek suretiyle ülkeler arasındaki fiyat düzeylerini aynı düzeye getiren değışim oranı olarak adlandırılmaktadır. Bu teori, ülkeler arasında mevcut olan nispi fiyat farklılıklarının zamanla istikrara ulaştığını, bundan dolayı nispi fiyatlarla alakalı 2 meydana gelecek her çeşit şokun geçici olacağını ileri sürmektedir. Bundan dolayı teoriye göre reel döviz kurlarından kaynaklanan şoklarla ilgili uzun dönem sistematik değışmeler yaşanmayacaktır. Yapılan birçok bilimsel çalışma teorisinin savunulan görüş ile pratikte farklılık gösterebileceđini belirtmektedir. Bu farklılıklar;

- Mal ve varlık piyasalarında meydana gelen ve farklı uyum hızlarının neden olduđu geçici sapmalar
- Satın alma gücü paritesinden sapmalar
- Denge göreceli fiyatlarında meydana gelen ve fiyat değışimlerine neden olan sapmalar

Olarak sıralanabilir.

İlgili çalışmalarda büyüme oranlarının birbirinden farklı olması, her bir ülkenin sahip olduđu verimliliğin birbirinden farklı oluđu, sermaye hareketliliđi, farklı piyasa yapıları, uygulanan ticari tarife ve engeller gibi sebepler SAGP den sapmalara neden olabilmektedir B-S hipotezi, ticarete konu sektörler ve ticarete konu olmayan sektörler arasında mevcut olan verimlilik ve büyüme farklılıkları reel döviz kurundaki değışmeleri etkilemektedir. (Wagner, 2005:2). Genelde ticarete konu olan sektörlerde verimlilik büyüme oranları, ticarete konu olmayan sektörlerle göre daha yüksektir. Bundan dolayı ticarete konu olmayan sektörlerdeki düşük verimlilik, söz konusu sektörlerin nispi fiyatlarının yükselmesine neden olmaktadır (Mariolis, 2008: 238).

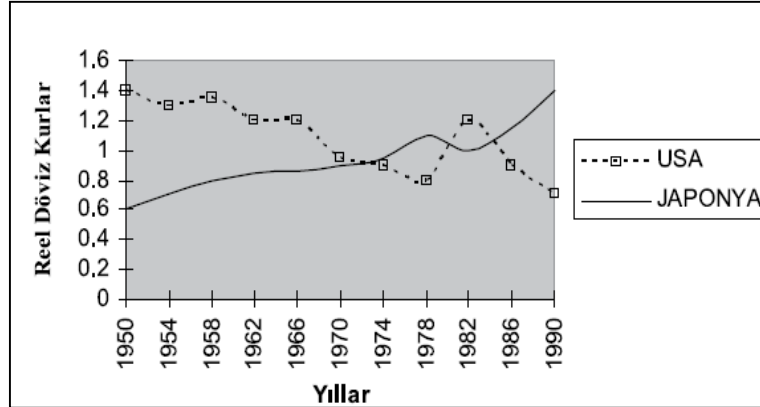
Ticarete Konu Olmayan Sektördeki Nispi Fiyat Deđışmesi (%)



Şekil 1: Ticarete Konu Olmayan Mallar için Göreli Fiyatlar ve Verimlilik Farklılıkları

**Kaynak:** Obsfeld&Rogoff,1996:211

Şekil 1 de Amerika Birleşik Devletleri ve Japonya için sektörlerin verimlilik farklılıkları ve ülkeler arasındaki nispi verim farklılığı izlenebilmektedir. Şekil 1’de ticarete konu olan ve olmayan mallar Japonya’da göreceli olarak ABD’den daha verimlidir. B-S hipotezinde farklı iki ülkede ticarete konu olan sektörlerle ticarete konu olmayan sektörler arasında göreceli verimlilik farkları, o ülkelerde ticarete konu olmayan sektörlerin nispi fiyat yapısını etkilemektedir. Bu durumun sonucu olarak reel döviz kuru etkilenmektedir. Sonuç olarak verim artış oranı yüksek olan ülkede yerel para değerinin artışı kaçınılmaz olacaktır.



**Grafik 1:** ABD ve Japonya’da Reel Kur Gelişimi (1950-1990)

**Kaynak:** Obsfeld ve Rogoff,1996:211

Grafik 2 Japon para birimi Yen, ABD doları karşısında sürekli değerlenmiştir. B-S hipotezine göre ticarete konu sektörlerde verim artışının Japonya’da ABD’den yüksek olması reel kurların da artmasına neden olmuştur.

## 2.1. Balassa Samelson Hipotezinin Matematiksel Gösterimi ve Döviz Kuru Tanımları

B-S Hipotezinin en temel hipotezlerinden biri, satın alma gücü paritesinin mevcudiyeti ve yalnızca ticarete konu malların fiyatlarının döviz kurlarınca eşitlenmesidir. Ülkede ticarete konu olan ve konu olmayan sektörlerdeki emek ücretleri birbirlerine eşittir. Bu şartlar altında Balassa-Samuelson hipotezini şu şekilde formüle edilmektedir. (Asea ve Mendoza, 1994).

$$Q_i = \frac{P}{e_i P^*} \quad (1)$$

Formülde reel döviz kuru Q ile, dış alem \* ile, ortalama fiyatlar P ile, ülkeler i ile nominal döviz kuru e ile gösterilmektedir. Yabancı para biriminin ulusal para cinsinden fiyatı nominal kur olarak adlandırılmaktadır. Nominal kur tanımında dikkat çekici nokta, tanıma enflasyonun katılmamış olmasıdır. Balassa ve Samuelson, Y’yi üretim, L’yi emek ve w’yi ücret olarak gösterdikleri çalışmalarında hipotezi denklem (2) ve denklem (3) deki gibi formüle etmektedirler.

$$Y_T = f(L_T) \quad Y_N = g(L_N) \quad (2)$$

$$Y^*_T = f(L^*_T) \quad Y^*_N = g(L^*_N) \quad (3)$$

Balassa-Samuelson modeli sadece ticarete konu mallar için SAGP’ni geçerli varsaydığından, nominal döviz kuru sadece ticaretle ilişkili malların fiyatları ile belirlenebilecektir. B-S hipotezi, yalnızca ticareti içeren mallar için SAGP’ni geçerli saydığından nominal döviz

$$P_T = e P^*_T \quad (4)$$

Şeklinde formülize edilebilecektir.

(4) teki denklemde e’nin temsil ettiği nominal döviz kuru 1 dir. Bunun nedeni ticarete konu olan malların fiyatlarının birbirine eşit olmasından kaynaklanmaktadır. Kolay anlaşılması amacıyla ticarete konu olan her bir mal birbirine ve 1’ e eşit olduğu var sayılarak basitleştirmeye gidilmiştir.

Ticarete konu malların fiyatı  $P^T$  ile gösterilirken ticarete konu olmayan malların fiyatları  $P^N$  ile gösterilmiştir. Böylelikle;

$$P = P_T^{(1-\alpha)} P_N^\alpha \quad (5)$$

$$P^* = P_T^{(1-\alpha)^*} P_N^{\alpha^*} \quad (6)$$

(5) numaralı eşitlikte ticarete konu olan mallar  $1 - \alpha$  ağırlıklı paya sahipken ticarete konu olmayan malların  $\alpha$  ağırlıklı paya sahiptir. Ticarete konu olan her bir malın birbirine ve 1'e eşit olduğu durumun eşitliğini şu şekilde yazabiliriz.

şu şekilde yazabiliriz.

$P_T = P_T^* = 1$  varsayımı (5) ve (6) numaralı eşitlikler (7) ve (8) da ki gibi yazılabilir.

$$P = P_N^\alpha \quad (7)$$

Obstfeld ve Rogoff'a göre (1996) eşitlik (1) e=1 eşitlik (8) deki gibi ifade edilmektedir.

$$Q_i = \frac{P}{e_i P^*} = \frac{P_N^\alpha}{1 P_N^{\alpha^*}} = \left(\frac{P_N}{P_N^*}\right)^\alpha \quad (8)$$

Denklem 8 de döviz kuru yalnızca ticarete konu olmayan malların göreceli fiyatları tarafından belirlendiği görülmektedir. B-S Hipotezi'nde iki ülkenin varsayımlı bir modelde ticarete konu olan malların verimlerdeki artış hızı ile ticarete konu olmayan malların verimliliklerdeki artış hızları dikkate alınarak reel kur hesaplanabilir.

$$P_T f'(L_T) = P_N g'(L_N) \Rightarrow 1 f'(L_T) = P_N g'(L_N)$$

$$\Rightarrow P_N = \frac{f'(L_T)}{g'(L_N)} \quad (9)$$

denklem (9) dan ilgili matematiksel işlemlerden denklem (10) a ulaşılmaktadır

$$P_N^* = \frac{F'(L_T^*)}{G'(L_N^*)} \quad (10)$$

Denklem (9) ve denklem (10) , denklem (8)'de yerlerine koyulduğunda verimlilik ile reel döviz kurları arasındaki ilişki denklem (11) deki gibi tanımlanmış olacaktır.

$$Q_i = \frac{P}{P^*} = \left(\frac{P_N}{P_N^*}\right)^\alpha = \frac{\frac{f'(L_T)}{g'(L_N)}}{\frac{F'(L_T^*)}{G'(L_N^*)}} \quad (11)$$

Ülkelerin verimlilik ve fiyat farklılıkları, reel döviz kurlarında meydana gelen değişimlerin temel nedenidir. (11) no'lu denklemde de ticarete konu olmayan sektörlerin göreceli fiyatları görmezden gelinirse, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan sektörlerin emek verimlilikleri ile reel döviz kurları birbiriyle ilişkilendirilebilir.

## 2.2. Balassa-Samuelson Teorisi için Literatür

Altunöz (2014) çalışma B-S hipotezinin varlığını Türkiye ekonomisi için analiz etmiştir. Söz konusu çalışmada Türkiye ve Türkiye ile önemli bir ticari ilişki içinde olan Avrupa birliği ülkeleri verileri ARDL yöntemi ile analiz edilmiş olup hipotez reel döviz kuru değişkeninin açısından doğrulanmamıştır. Drine ve Rault (2005) B-S hipotezinin geçerliliğini OECD ülkeleri için test ettikleri çalışmalarında kişi başı gelir ile reel kur arasındaki ilişkinin varlığına ulaşmışlardır. Panel eş bütünleşme analizi sonuçlarına göre istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşmışlardır. Ito vd. (1997), B-S hipotezinin geçerliliğini araştırdıkları çalışmalarında Asya Pasifik Ekonomik İşbirliği ülkelerini kullanmışlardır. Analiz sonucunda hipotezinin geçerliliğinin hızlı büyüyen ve açık ülke ekonomilerinde daha fazla olduğunu görmüşlerdir. Ayrıca Asya Pasifik Ekonomik İşbirliği ülkeleri için kişi başına gelir ile reel kur değerlemesi arasında pozitif ilişkinin varlığına ulaşmışlardır. Choudhri ve Khan (2004)

Türkiye için yapmış olduğu çalışmada 16 ilave gelişmekte olan ülkeyi kullanmışlardır. Söz konusu alıřmada yalnızca Türkiye için deęil, benzer 16 farklı gelişmekte olan ülke için B-S hipotezinin geçerli olduęu sonucuna ulaşmıştır. Chen, Choi ve Devereux (2007), B-S hipotezini gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerini arařtırdıkları çalışmalarında hipotezin yoğun olarak yeniden tartiřılmasına vesile olmuşlardır. İlgili çalışmada gelişmekte olan ülkelerdeki fiyatların gelişmiş ülkelere nazaran düşük kalmasında üretimde dışa açılarak küreselleşmenin etkin rol oynadıęı sonucuna ulaşmışlardır. Halpern ve Wyplosz (2001) geçiř ülkelerinde B-S hipotezinin durumunu arařtırdıkları çalışmalarında dokuz farklı geçiř ülkesi kullanmışlardır. 1991-1999 yılları için yaptıkları analizlerde serbest kur sisteminin B-S hipotezinin varlığında büyük önem taşıdıęı sonucuna ulaşmışlardır. Yıldırım (2007), Balassa Samuelson hipotezini ABD, Türkiye, İngiltere, Almanya ve Fransa için 1980-2003 yılları verileri ile test etmiştir. EKK yöntemini kullandıkları çalışmalarında hipotez ABD ile Türkiye ve Almanya arasında geçerli olmasına rağmen reel kuru açıklama yeteneęinin oldukça sınırlı olduęu izlenmiştir. Ayrıca söz konusu çalışmada İngiltere-Türkiye ve Fransa-Türkiye karşılařtırmalarında is Balss Samuelson hipotezinin sonuçları istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır.

### 3. EKONOMETRİK ANALİZ

Çalışmanın ekonometrik analizinde B-H hipotezinin geçerlilięi irdelenecektir. Bu bağlamda Türkiye ile 6 Türk cumhuriyeti olan Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, KKTC, Özbekistan ve Türkmenistan için nispi verimlilik farklılıkları ve farklılıkların reel döviz kuru üzerindeki etkisi incelenecektir.

**Tablo1:** Zaman Serileri, Kısaltmaları ve Elde Edilen Kaynaklar

Zaman Serileri	Kısaltmaları	Kaynak
Reel Efektif Döviz Kuru	reer	TÜİK, TCMB, IMF, Dünya Bankası
Türkiye'nin Ticarete Konu Olan ve Olmayan Sektörlerdeki Nispi Verimlilięi	vermtr	TÜİK, TCMB
Seçilmiş Türki Cumhuriyetlerde Ticarete Konu Olan ve Olmayan Sektörlerdeki Nispi Verimlilięi	vermseç	IMF, Dünya Bankası, OECD

Ekonomik model;

$$reer_t = \beta_0 + \beta_1 vermtr_t + \beta_2 vermsec_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Kullanılan modelde Lopçu, Burgaç ve Dülger (2012)'in çalışmalarından yararlanılmıştır. Modelde ticarete konu olan sektörler olarak imalat sanayi kullanılmıştır. Bununla birlikte ticarete konu olmayan sektörler olarak toptan ve perakende ticaret, inřaat ve dięer toplumla alakalı hizmetler ile kişisel hizmetler modele dâhil edilmiştir. Model çeyrek verilerden oluşmakta olup 1998: Q1 ve 2015: Q4 dönemini kapsamaktadır. İş gücünün verimlilięi, Sektörlerdeki gerçekleşen üretim / sektörlerde çalışan kişi sayısı oranının aęırlıklı ortalaması alınmak suretiyle hesaplanmıştır.

#### 3.1. ADF ve Zivot-Andrews Birim Kök Testleri

Ekonometrik analizlerin doęru sonuç vermesinin için analize konu olan deęişkenlerin duraęanlıklarının sağlanmasından gerekmektedir. Çalışmada, çalışmanın gücünü güçlü kılmak için Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1981), (ADF), ve yapısal kırılmayı göz önünde tutan Zivot-Andrews (1992) (Z-A) deęişkenlere uygulanacaktır. Gujarati( 1999) ye göre zaman serilerinde ortalamalar ile varyanslar zamanla deęişmiyor ve iki dönem arasında kovaryansı ve ilgili kovaryansın hesaplandıęı döneme deęil de sadece iki dönem arası uzaklığa beęlıysa söz konusu deęişkenler duraęandır. Çalışmada kullanılacak iki birim kök testinden biri Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller (ADF) testidir.

ADF testi

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

(13), (14) ve (15) numaralı denklemlerdeki  $\Delta Y_t$  analize konu olan değişkenin birinci farkını ifade etmektedir. Denklemlerdeki k gecikme uzunluğunu, t zaman trendini,  $\Delta Y_{t-i}$  bir dönem gecikmeli fark terimini,  $\varepsilon_t$  ise hata terimini ifade etmektedir. ADF testlerinde  $H_0$  ve  $H_1$  olmak üzere iki hipotez kurulmakta olup boş hipotez, serinin birim kök içerdiğini iddia etmektedir. Sonuçta boş hipotezin ret edilememesi birim kökün varlığı sonucunu doğuracaktır.

ADF testinde hata terimindeki otokorelyon sorunu, bağımlı değişkenin sahip olduğu gecikmeli değerlerin açıklayıcı değer olarak modele dâhil edilmesiyle giderilmektedir. Bunun yanında ADF birim kök testlerinin en önemli handikabı, gecikme uzunluğunun belirlenmesinde yaşanmaktadır. Bununla beraber ADF testlerinin önemli dezavantajı, gecikme uzunluğunun tespitinde karşımıza çıkmaktadır. ADF testlerinde birim kökün olduğu boş hipotez desteklerken birim kökün olmadığını alternatif hipotez desteklemektedir.

**Tablo 2:** ADF Birim Kök Testi Sonuçları

ADF TESTİ								
Seriler	Model A			Model B			Model C	
	k	t	$\varphi_3$	k	$\varphi_1$	1	k	t
Reer	1	-4,61**	12,10**	4	-0,66	2,99	4	2,52
Vermtr	4	-0,88	1.87	4	-3,83	2,86	4	-2,36
vermseç	1	-3,26	3.27	1	-1,05	2,10	1	-1.10
dreer	1	-6,96**	1972**	1	-79**	2219**	1	-73,80**
dvermtr	1	-9,21	33,11**	1	-10,45**	40,11**	1	-11,36**
dvermseç	8	-8,33**	31,31**	3	-7,20**	36,25**	8	-7,17*

ADF testinde (\*\*,\*) sırasıyla %5 ve %10 kritik değerleri ifade etmektedir.

Tablo 2'deki birim test sonuçlarına göre trendli model için reel döviz kuru değişkeni trendde durağan olduğu sonucu izlenebilmektedir. Çalışmada Zivot-Andrews birim kök testi de kullanılarak çalışmanın tahmin gücünün güçlendirilmesi amaçlanmıştır. Çünkü geleneksel birim kök testlerinin en büyük eksisi, yapısal kırılma ihtimalini dikkate almamalarıdır. Verilerin yapısal kırılma özelliğine sahip olmaları durumunda kök birimin var olmasıyla alakalı kanıtlar daha güçlü görünmekte ve bu durum test sonuçlarında hataya neden olmaktadır. (Perron, 1989, 1380). Perron'un önerisine göre çözüm, veride birim kökün varlığının testinin modelde dışsal bir yapısal kırılma belirlenerek yapılmalıdır. Perron'un önerdiği yöntemde kırılma tarihinin ne zaman olduğunun bilindiği kabul edilmektedir. Ayrıca modele test istatistiği modele sabit terim ve kukla değişkenler eklenerek hesaplanmaktadır. Zivot ve Andrews (1992) tarafından sorgulanan Perron'un önerisi, Zivot ve Andrews tarafından şekillendirilmiştir. Zivot ve Andrews'e göre yapısal değişimlerin mevcut olduğu dönemler hakkında gerekli bilgiye sahip olunmadığı için yapısal kırılma noktası, içsel değişken olarak değerlendirilmelidir. Zivot ve Andrews testi 3 farklı modelden oluşmaktadır. A modelinde seri düzey değerinde tek seferlik kırılma öngörmektedir. Ayrıca kukla değişken, sabit terimin içinde yer almaktadır. B modelinde eğilim fonksiyonundaki eğimde tek seferlik kırılma öngörülmektedir. Ayrıca kukla değişken, eğim katsayısının içinde yer almaktadır. C modelinde ise hem eğim katsayısı hem de sabit terim kukla değişkeni içermektedir. Ayrıca model A ve model B yi birleştirmektedir.

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

C modeli iktisat yazınında en fazla tercih edilen model olması nedeniyle çalışmada da tercih edilmiştir. Model C, denklem (18) deki gibi ifade edilmektedir

$$y_t = \mu^c + \theta^c DU_t(\lambda) + \gamma^c DT_t^*(\lambda) + \beta^c t + \alpha^c y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^c \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Zaman serilerine uygulanan Zivot-Andrews birim kök test sonuçları tablo 4'te izlenebilmektedir.

**Tablo 3:** Zivot - Andrews Birim Kök Sınama Sonuçları

Zivot-Andrews Birim Kök Testi							
		Model A		Model B		Model C	
-Seriler	K	t	TB	t	TB	t	TB
reer	1	-5,18**	2001: Q1	-4,01*	2002: Q4	-6,42**	2001: Q2
Vermtr	0	-2,66	1999: Q2	-3,65	2001: Q2	-4,00	2000: Q1
Vermsec	5	-3,94*	2008: Q2	-3,90	2007: Q3	-6,34	2008: Q2

(\*\*,\*)%1 ve %5 kritik değerler sırasıyla, Model A : -5.22 ve -4.20; Model B:-5,23 ve -4.92; Model C: -6.57 ve 6.08'dir.k, gecikme sayısıdır ve gecikmeler 8'den azalarak anlamlılığı % 5 önem düzeyinde *t* testine göre belirlenmiştir.

Tablo 3 teki Zivot- Andrews Birim Kök testinde zaman serilerinin yapısal kırılmaları dikkate alınmıştır. Test sonuçlarına göre reel döviz kuru değişkeni durağandır. Bununla birlikte diğer seriler durağan değildir ve birim kök içermektedir. Model C sonuçlarında reel döviz kuru değişkeninde 2000 yılının ikinci çeyreğinde, Türkiye'nin nispi verimlilik serisinde 2000 yılının birinci çeyreğinde ve seçilen Türk Cumhuriyetleri'nin nispi verimlilik serisi için 2008 yılının ikinci çeyreğinde çeyreği kırılma izlenmektedir. 2000 ve 2001 yılları Türkiye ekonomisi için önemli bankacılık krizlerinin gerçekleşme yılları olarak anlamlıdır. Ayrıca seçilmiş Türk Cumhuriyetleri için kırılma yılı olan 2008 yılı da küresel krizin baş gösterdiği yıllar olarak anlamlıdır.

### 3.2. Eş Bütünleşme Sınaması

Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilen birim kök testinin en önemi avantajı, olası yapısal kırılmaları göz önüne alarak analizler yapmasıdır. Analizler yapısal kırılmaların ne zaman olacağını önceden gelen bir bilgi olarak bilinmediği, içsel şekilde belirlendiğini varsaymaktadır. Söz konusu varsayımlarla tek yapıyla ilgili kırılmanın varlığına izin veren ve eş bütünleşik vektörde yapıyla alakalı kırılma zamanının öncelikli bir data olarak bilinmeyip içsel olarak belirlendiği eş bütünleşme testini oluşturmuşlardır Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilen modelin diğer bir avantajı ise eş bütünleşik vektörlerde içsel olarak belirlenen kırılma zamanında değişeceğini önermesidir. Oysa standart eş bütünleşme testlerinde eş bütünleşme vektörünün zaman içinde değişime uğramadığı varsayılmaktadır. Gregory ve Hansen, dört farklı model geliştirmiş olup ilk modelde seviyede kırılmayı, ikinci modelde ise eğilimin olduğu durumda seviyede kırılma ile uzun dönemli ilişkiyi analiz etmektedir. Rejim değişikliği modeli olarak bilinen üçüncü model ve hem rejim değişikliğini hem de eğilimde kırılmanın mevcudiyetinde değişkenler arası eş bütünleşme ilişkisini sınadıkları dördüncü modelde detaylı bir eş bütünleşme analizi yapılabilmesine olanak sağlanmışlardır.

**Tablo 4:** Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	k	ADF	Kırılma Zamanı	zt	Kırılma zamanı	Za	Kırılma Zamanı
<b>Model 1</b>	1	-4,86** (0,67)	2008: Q2	-5,23 (0,65)	2008: Q1	25,36 (0,86)	2008: Q2
<b>Model 2</b>	1	-6,22** (0,31)	2000: Q2	-5,86** (0,51)	2000: Q4	-50,36 (0,33)	2001: Q1
<b>Model 3</b>	1	-3,97 (0,45)	2003: Q2	-2,89 0,67	2005: Q3	-37,65 (0,42)	2006: Q2
<b>Model -4</b>	1	-6,02** (0,32)	2001: Q3	-5,82 (0,43)	2001: Q1	-50,34 (0,31)	2001: Q3

Tablo 4'teki Türkiye ve seçilmiş Türk Cumhuriyetleri'nin göreceli verimliliklerinin döviz kuruna etkisinin analiz edildiği dört farklı modelin sonuçları izlenebilmektedir. Tüm modelleri için uzun dönemli ilişkinin mevcudiyeti kabul edilmektedir. Diğer bir ifadeyle analize dahil edilen modeller için uzun dönemli ilişkinin varlığıyla alakalı ipuçlarına ulaşılmıştır. Kırılma tarihleri ise gerek Türkiye gerekse analize konu olan Türk Cumhuriyetleri için ekonomik bunalım ve kriz yılları olarak anlamlı yıllardır.

### 3.3. ARDL Sınır Testi İle Türkiye’de Balassa Samuelson Hipotezinin Testi

Çalışmada B-S hipotezinin varlığı Pesaran, Shin ve Smith (2001) ‘in önerdiği tarafından önerilen ARDL sınır testi yöntemi kullanılacaktır. Çünkü Engle-Granger ve Johansen tarafından geliştirilen yöntem haricinde zaman serisi analizlerinde son dönem literatüründe sıkça uygulanan diğer bir yöntem ARDL sınır testi yaklaşımıdır. (Pesaran ve Shin,1999 ve Pesaran vd., 2001) Birçok avantaja sahip olan bu yöntem, klasik eş bütünleşme yaklaşımlarının tüm değişkenlerin aynı dereceden durağan olması kısıtına karşın farklı dereceden durağan olan zaman serilerine de eş bütünleşme analizi olanağı sağlamaktadır. Ayrıca sınır testi yaklaşımında hata düzeltme modeli (ECM) basit bir doğrusal transformasyonla ve eş zamanlı şekilde elde edilebilmektedir. Ekonometrik analizde her ki birim kök testinde de zaman serilerinin durağanlıklarının saptanmasından sonra zaman serileri arasında uzun dönem ilişkinin var olup olmadığını ARDL yöntemiyle analiz edilecektir. VAR modeli kullanılarak gecikme uzunlukları AIC kriteri kullanılarak belirlenmiştir. G-H tahminleri doğrultusunda meydana getirilen dört model ve her bir model için modellere ait kırılma tarihleri baz alınarak ARDL modelleri oluşturulmuştur. Maksimum gecikme uzunluğu verilerin çeyrek dönemli olması nedeniyle 8 olarak alınmıştır.

**Tablo 5:** ARDL Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

1.Model					2.Model			
k	AIC	SC	LM(2)	LM(4)	AIC	SC	LM(2)	LM(4)
1	<b>310</b>	290	3,11	3,24	287	298	4,14	7,14
2	286	291	0,89	1,18	280	288	4,20	5,03
3	290	280	1,89	2,17	287	279	4,32	5,62
4	301	272	4,36	2,36	286	268	9,32	7,34
5	276	262	0,65	1,39	301	259	2,35	1,76
-6	326	244	0,71	1,42	299	239	0,76	1,88
7	299	239	0,66	0,81	299	258	0,37	0,57
8	278	232	0,83	0,86	<b>311</b>	226	0,42	0,36
3.Model					4.Model			
k	AIC	SC	LM(2)	LM(4)	AIC	SC	LM(2)	LM(4)
1	298	292	2,8	2,86	303	288	4,35	6,81
2	310	279	0,65	2,36	310	267	3,86	5,69
3	311	276	0,82	1,15	330	281	7,13	5,36
4	315	273	1,10	1,47	<b>334</b>	270	8,22	5,80
5	299	261	2,22	1,10	327	266	2,31	3,41
6	<b>316</b>	263	1,12	1,38	310	278	2,16	2,24
7	303	244	1,11	1,36	331	210	1,28	2,70
<b>8</b>	310	213	2,31	2,41	321	203	0,87	0,92

Tablo %’te elde edilen sonuçlara göre ilk model için gecikme sayısı 1, ikinci model için 8, üçüncü model için 6 ve son model için 4 olarak belirlenmiştir. Ayrıca belirlenen gecikme sayılar için kalıntılarda oto korelasyon sorunu olup olmadığına işaret eden LM testi de tablodan (5)ten izlenebilmektedir.

**Tablo 6:** F İstatistiği Kritik Değerler

F İstatistiği	1. Model	2.Model	3.Model	4.model
% 5 Düzeyde **	4,81-6,12	6,29-6,87	4,76-5,96	7,20-7,86
% 10 Düzeyde*	3,82-4,80	5,13-5,86	4,02-5,03	5,74-6,70

Çalışmamızın F istatistikleri model 1, model 2, model 3 ve model 4 değerleri sırasıyla 5,99; 8,80;3,94 ve 6,62 şeklinde tahmin edilmiştir. Model 1 ve Model 2 için;

F istatistiği <üst kritik değer sebebiyle boş hipotez %5 ve %10 seviyesinde) reddedilmekte, bu değişkenler arasında uzun dönemli bir seviye ilişkisinin var olduğu anlaşılmaktadır. Model 1 de F



istatistiği hesaplanan sınır düzeylerin üzerinde ( $5,99 > 4,80$ ) olduğu için boş hipotez %10 anlam seviyesi için ret edilmektedir. Benzer şekilde model 2 de F istatistiği hesaplanan sınır düzeyinin ( $8,80 > 6,87$ ) olduğu için boş hipotez %5 düzeyde ret edilmektedir. Model 3 ve model 4 için eş bütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. (Hesaplanan F değerleri, üst sınır değerlerinin altında kalmaktadır).

### 3.3.1. Model 1 İçin ARDL Uzun Dönem İlişkisi

Eş bütünleşme ilişkisi tespit edilen 1. Model ve 2. model için ARDL sınır testine geçilmiştir. Uzun dönem formülü;

$$reer_t = c_0 + c_1 \text{kukla 2008} + \sum_{i=1}^m \beta_i reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_i vermtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i vermsec_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Denklem (19) daki model maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak düşünülerek ARDL (2,5,0) modeli tahmin edilmiştir.

**Tablo 7:** Model 1 İçin ARDL (2,5,0) Uzun Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	P Değeri
Sabit terim	3,74	0,20	6,22	0
kukla 2008	0,14	0,07	4,14	0
Reer(-1)-	0,91	0,10	5,16	0
Reer(-2)	-0,41	0,27	-4,15	0,02
Vermtr	0,30	0,08	1,14	0
Vermtr(-1)	-0,44	0,09	-0,25	0,02
Vermtr(-2)	0,10	0,17	0,58	0,09
Vermtr(-3)	-0,04	0,16	-2,12	0,02
Vermtr(-4)	0,21	0,39	1,87	0
Vermtr(-5)	-0,37	0,20	-3,10	0
vermseç	2,14	0,24	3,09	0,04

Tablo (7) deki sonuçlara göre hazırlanan uzun dönem katsayıları tablo (8) de verilmiştir.

**Tablo 8:** Model 1 İçin ARDL (2,5,0) Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	P Değeri
Sabit Terim	5,10	0,4	39	0
Kukla 2008	1,14	0,0	4,80	0
Vermtr	-0,44	0,10	-3,19	0
verm eu	1,85	0,26	9,00	0

Kukla değişken düzeyde kırılmayı ve Türkiye ve seçilmiş Türk Cumhuriyetleri için nispi verimlilikleri ifade eden kukla değişkenin katsayısı 2008: Q3 döneminde TL'nin gerçek değerinde %1,14'lik artış olduğunu göstermektedir. Türkiye'de nispi verimlilikte %1 lik artış, reel döviz kurunu % 0.44 oranında değer kaybettirmektedir. Seçilmiş Türki Cumhuriyetleri'nin nispi verimliliğinde %1 lik artış olması durumunda ise reel döviz kuru %1,85 değer kazanmaktadır.

### 3.3.2. Model 2 İçin ARDL Uzun Dönem İlişkisi

$$reer_t = -c_0 + c_1 \text{kukla 2001} + c_2 \text{trend} + \sum_{i=1}^m \beta_i reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_i vermtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i vermsec_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Çalışmada (20) numaralı denklem, model iki için kurulmuş olup elde edilen sonuçlar tablo (9) da izlenebilmektedir.

**Tablo 9:** Model 2 için ARDL (2,0,0) Uzun Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	p Değeri
Sabit Terim	3,11	0,51	6,12	0,00
Kukla 2001	0,00	0,44	-3,12	0,00
Trend	0,00	0,00	4,21	0,00
Reer(-1)	0,7	0,19	4,33	0,00
Reer(-2)	-0,21	0,19	-3,12	0,00
Vermtr	0,00	0,00	-0,91	0,72
vermeu	0,71	0,31	3,21	0,00

Tablo 9’da Model 2 için seçilen ARDL (2, 0, 0) tahmin sonuçları ve Tablo (8) daki sonuçlara göre hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 10’da sunulmaktadır.

**Tablo 10:** ARDL (2, 0, 0) Modeli Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	p Değeri
Sabit Terim	3,08	0,05	77	0,00
Kukla 2001	-0,10	0,44	-3,12	0,00
Trend	0,08	0,00	4,21	0,00
Vermtr	-0,04	0,00	-0,91	0,72
vermeu	0,71	0,31	3,21	0,00

Model 2 sonuçlarına göre Seçilmiş Türk Cumhuriyetleri’nin görel verimliliği istatistiksel olarak anlamlıyken aynı durum Türkiye için geçerli değildir. Türkiye’nin görel verimliliği tablo (10) daki sonuçlara göre istatistiksel olarak anlamsızdır. Aynı durum kırılma dönemi için de geçerlidir. 2001 kırılma döneminde trend pozitif fakat kukla değişken katsayısı negatiftir. Bunun anlamı değer kazanma trendinde olan paranın 2001 de kısa bir süre değer yitirdiğidir.

### 3.3.3. Kısa Dönem İlişkisi

Denklem (19) ve (20) de t-1 ile ifade edilen terim, t-1 döneminde uzun dönemli ilişkiden sapmayı göstermektedir. Kısa dönem ilişkisi tablo 11 da izlenebilmektedir.

**Tablo 11:** Model 1 için ARDL (2, 5, 0)’dan Elde Edilen Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart hata	t İstatistiği	p Değeri
Sabit terim	4,10	0,10	5,14	0,00
Kukla 2008	1,21	0,18	4,10	0,00
Dree-r (-1)	0,58	0,15	5,10	0,00
dvermtr	0,34	0,13	1,02	0,20
dvermtr(-1)	0,18	0,40	-2,10	0,00
dvermtr(-2)	0,34	0,53	3,31	0,00
dvermtr(-3)	0,32	0,15	0,61	0,40
dvermtr(-4)	0,41	0,26	3,12	0,00
dvermeu	2,29	0,18	5,12	0,00
ecm(-1)	-0,81	0,15	-6,10	0,00

Tablo 11’deki sonuçlara göre Türkiye’nin görel verimliliğindeki gecikme katsayıları istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif değerdedir. Bu sonu Balassa-Samulson teorisi ile paralellik göstermektedir. Benzer şekilde reel döviz kuru da pozitif değer olarak Balassa-Samuelson hipotezi ile paralellik göstermektedir. Analizde seçilmiş Türki Cumhuriyetler olan kullanılan Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, KKTC, Özbekistan ve Türkmenistan’a ait sonuçlar incelendiğinde görel verimlilik katsayısının istatistiksel

olarak anlamlı olduğunu görebilmekteyiz. Bunun yanında seçilmiş Türk cumhuriyetleri (Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, KKTC, Özbekistan ve Türkmenistan) için görece verimlilik katsayısının reel döviz kuruna etkisi uzun dönemde elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermekte ve beklentileri desteklemektedir. 2008 yılındaki kırılmayı ifade eden kukla değişkenin katsayısının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, 2008 yılından sonra reel efektif döviz kurunda değerlendirme hızının arttığını ifade etmektedir. Bilhassa hata düzeltme terimi katsayısı, ekonomik dengesizliğin olduğu durumlarda mevcut dengesizliğin ilk dönemde %81 oranında düzelterek dengeye doğru hareket edeceğini ifade etmektedir.

**Tablo 12:** Model 2 için ARDL (2,0, 0)'dan elde edilen kısa dönem hata düzeltme modeli sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	p Değeri
Sabit Terim	3,01	0,66	4,32	0,00
Kukla 2008	-0,12	0,42	-2,89	0,03
Trend	0	0,01	4,21	0,00
dreer(-1)	-3,211	0,21	-3,01	0,12
pvermtr	-0,01	0,09	-0,21	0,77
dvermeu	0,77	0,21	3,21	0,21
ecm(-1)	-0,84	0,31	-6,12	0,04

Tablo 12 de Türkiye'nin görece verimliliği dışındaki değişkenlerin tümünün istatistiki olarak anlamlı olduğu izlenmektedir. Ecm değişkeninin katsayısı bizlere ekonomik dengesizlik olması durumunda söz konusu dengesizliğin %84'ünün dengeye doğru hareket ederek ilk dönemde düzeltme göstereceğini ifade etmektedir.

#### 4. DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Balassa Samuelson Etkisi'ne (hipotezine) göre dış ticaretle ilgili olan ve dış ticaretle ilgili olmayan sektörler arasında görece verimlilik farkları bulunmaktadır. Sözü edilen verimlilik farkları uluslararası düzeyde de farklılığa neden olmakta ve bu durum satın alma gücü paritesinden kalıcı ve yapısal sapmalara neden olabilmektedir. Ticarete konu mallara ait sektörlerde (T) tek fiyat kanunu hüküm sürmekte olup piyasalarda tek bir fiyat mevcutken, ticarete konu olmayan mallara ait sektörlerde (N) üretim ve tüketim durumlarında meydana gelen fiyat değişiklikleri varlıklarını sürdürmektedir. Bu bağlamda ülkelerin fiyat düzeyleri, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan malların fiyatları tarafından belirlenmektedir. Reel döviz kuru ve nispi uluslararası fiyat seviyelerinin belirlenmesinde uluslararası verimlilik farkları büyük önem taşımaktadır (Obstfeld ve Rogoff, 1996, s.210). Hipoteze göre ticaret konu olmayan sektörler için ticarete konu olan sektörlerdeki verimlilik artış hızının daha yüksek olması, ticarete konu olan sektörlerde reel ücret artırımları meydana getirmektedir (Lopçu ve diğerleri, 2012, 10). Fiyatları uluslararası piyasalarda belirlendiği için ticarete konu olan malların fiyatlarında artış olmayacaktır. Tam hareketli işgücünün ülkede egemen olması var sayımları altında ticarete konu olan sektörlerdeki meydana gelecek ücret artışı ticarete konu olmayan sektörler için de yansıtacaktır. Fakat ticarete konu olmayan sektörlerin ücret artışları, verimlilik artışı ile desteklenmedikçe söz konusu sektörlerdeki malların fiyatlarında artış kaçınılmaz olmaktadır. Böyle bir ortam fiyatlar genel düzeyinde artışa neden olmakta ve reel döviz kuru değerlendirilmektedir.

Çalışmada iktisat Balassa-Samuelson etkisi Türkiye ve Türkiye ile önemli ticari ve siyasi ilişkileri olan Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, KKTC, Özbekistan ve Türkmenistan ülkeleri için test edilmiştir. Balassa-Samuelson hipotezinin piyasanın ekonomik yapısı, sermaye hareketliliği, piyasa fiyatlandırmalarında etkin rol oynayan davranışlar gibi faktörleri göz ardı edip arz yönlü analize yönelmiş olmasından dolayı Analizde ceteris paribus varsayım mantığıyla piyasanın ekonomik yapısı, sermaye hareketliliği, piyasa fiyatlandırmalarında etkin rol oynayan davranışlar gibi döviz kuru üzerinde etkisi olan etkenler çalışmada göz ardı edilmiştir. Genelleştirilmiş Dickey-Fuller ve Zivot- Andrews Birim kök testleriyle durağan hale getirilen değişkenler, ARDL sınır testi kullanılarak kısa dönem ve uzun dönem olarak tahmin edilmiştir. Ekonometrik analiz sonuçlarına göre kırılmaların göz önünde tutulmasına rağmen reel döviz kuru serisinin hipoteze göstermediği sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışma sonucuna göre belirli durumlarda tek fiyat yasasının varlığını ileri süren Balassa Samuelson hipotezi, bu haliyle Türkiye ve seçilmiş Türk Cumhuriyetleri için doğrulanmamıştır. Hipotezin

geliştirilip derinleştirilmesi ve talep faktörü eksikliğin giderilmesi hipotezin daha sağlıklı sınanabilmesine olanak sağlayabilecektir.

## KAYNAKLAR

- Altunöz, U.(2014).Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi için Sınır Testi Yaklaşımı, Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 4(1),107-122.
- Asea, P. ve Mendoza, E. (1994). The Balassa-Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal. *Review of International Economics*, 2, 3, 244-267.
- Chen, L. L.; Choi, S.; Devereux, J.(2007), —Searching for Balassa-Samuelson in Post-War Data, Frank J. Pettrilli Center for Research in International Finance, CRIF Working Paper Series.
- Choudhri, Ehsan U. Ve Mohsin S.Khan (2004)Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa Samuelson Effects Present? IMF Çalışma Makalesi,04188.
- De Gregorio, J., Giovannini, A. ve Wolf, H. (June 1994). International Evidence on Tradeables and Nontradeables Inflation. *European Economic Review*, 38, 6, 1225-1244.
- Dickey, D. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Drine, Imed and Cristophe Rault(2005)can the Balassa Samuelson Theory explain long-run real Exchange rate movements in OECD countries? *Applies Financial Economics* 15,519-530.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1): 99-126.
- GujaratiI, D.N (1999). *Temel ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
- Halpern, L.; Wyplosz, C.(2001), —Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: the Balassa-Samuelson Connection, Geneve:UN.
- Ito,T., Isard,P. Ve Symansky,S.(1997). Economic Growth and Real Exchange Rate: An overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia, NBER Working Paper 5979.
- Lopçu, Kenan, Bulgaç, Almıla ve Dülger, Fikret (2012). Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 12,Sayı 4,1-21.
- Mariolis, T. (2008), —Heterogeneous Capital Goods and the Harrod-Balassa-Samuelson Effect, *Metroeconomica*, 59:2, ss. 238-248.
- Obstfeld, M. Ve Rogoff, K., (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Pres, pp.:200-212.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*,57, 1361-1401.
- Peseran,M.H., Shin,Y ve Smith, R.J, (2001) Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, Special Issues, Vol.16.289-326.
- Persson,T., Svensson,L.(2006). Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy: A Solution, *Econometrica*, Volume 76, 193-212.
- Samuelson, P.A. (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics*, 46/2, pp.145-154.
- Wagner, M.(2005), —The Balassa-Samuelson effect in East and West’, *Differences and Similarities*, Institute for Advanced Studies, Economic Series, No:180, Vienna.
- Yıldırım, A. (2007). Samuelson-Balassa Hipotezi Ve Reel Döviz Kuru: Türkiye, ABD, İngiltere, Fransa ve Almanya İçin Sınanması, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 44, 509, 9-20
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business-Economic Statistics*, 10, 3, 251-270.