

Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama* Balassa-Samuelson Hypothesis: A Test for the Turkish Economy

Yrd. Doç. Dr. Kenan Lopcu - Arş. Grv. Almıla Burgaç - Doç. Dr. Fikret Dülger

Öz

Balassa ve Samuelson (B-S) hipotezi satın alma gücü paritesinden sapmaların nedenini, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklığına dayandırmaktadır. B-S hipotezine göre, ticarete konu olan sektörlerde verimlilik artış hızı ticarete konu olmayan sektörlerle göre daha hızlı olduğundan bu sektörlerde reel ücret artışları meydana gelmektedir. Ticarete konu olan malların fiyatı uluslararası piyasalarda belirlendiği için bu malların fiyatında bir artış olmayacaktır. İşgücünün ülke içerisinde tam hareketli olduğu varsayımıyla, ticarete konu olmayan sektörlerdeki ücret artışı ticarete konu olmayan sektörlerdeki ücret artışlarına, verimlilik artışı eşlik etmediğinden bu sektörlerdeki malların fiyatları artar. Bu durum genel fiyat seviyesinin artışına neden olarak reel döviz kurunda değerlenmeye yol açacaktır. Bu bağlamda B-S hipotezi ülkede ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklılıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisini göstermek açısından önemlidir.

Türkiye Ekonomisi için bu etkinin önemi son yıllarda Merkez Bankası tarafından da vurgulanmaktadır (Enflasyon Görünümü II, 2006 Raporu). Bu çalışmanın amacı Merkez Bankasının bu vurgusu ile güncelliği görece olarak artan B-S hipotezini Türkiye ve başlıca ticaret ortaklarının çoğunu içeren EU-27 bölgesi arasında finansal liberalizasyon sonrası dönem için zaman serisi metotları kullanılarak sınamaktır. Analizde kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemler B-S hipotezini doğrular sonuçlar ortaya koymamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Balassa-Samuelson Hipotezi, Reel Efektif Döviz Kuru, Verimlilik

Abstract

The Balassa-Samuelson (B-S) hypothesis relies on the productivity differential between tradable and non-tradable sectors to explain deviations in purchasing power parity. According to the B-S hypothesis, because productivity growth in tradable sectors is higher than in non-tradable sectors, real wages increase in tradable sectors. On the other hand, because the prices of tradable goods are determined in the world market, tradable prices will not increase. With an assumption of perfect labor mobility within a country, increases in wages in tradable sectors will be reflected in non-tradable sectors as well. However, an increase in wages in non-tradable sectors is not accompanied by an increase in productivity. As a result, the prices of non-tradable goods will increase, leading to an increase in the overall price level and the appreciation of the real exchange rate for the domestic economy. Thus, within this framework, the relative productivity differences in tradable vis-à-vis non-tradable sectors between two countries will determine the long-run changes of the real exchange rate. The Turkish Central Bank in recent years has emphasized the importance of the Balassa-Samuelson hypothesis for Turkey (Inflation Outlook II, 2006). The purpose of this study then, given the increased consideration of the Balassa-Samuelson effect by the Central Bank is to test the hypothesis between Turkey and the Euro-27 area, which includes the majority of Turkey's main trading partners, for the post-financial liberalization era, using time series methods. Given the dataset and econometric techniques used, the results do not support the B-S hypothesis.

Keywords: Balassa-Samuelson Hypothesis, Real Effective Exchange Rate Productivity

Yrd. Doç. Dr. Kenan Lopcu, Çukurova Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü, klopcu@cu.edu.tr
Arş. Grv. Almıla Burgaç, Çukurova Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, aburgac@cu.edu.tr
Doç. Dr. Fikret Dülger, Çukurova Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, fdulger@cu.edu.tr

* Çalışmanın ilk bulguları 12. EYİ-Uluslararası Ekonometri, Yönelem ve İstatistik Sempozyumu (Pamukkale Üniversitesi, Denizli, 26-29 Mayıs, 2011) ve EconAnadolu, Anadolu Uluslararası İktisat Kongresinde (Anadolu Üniversitesi, Eskişehir, 15-17 Haziran, 2011) sunulmuştur.

Giriş

Mal-hizmet ve üretim faktörleri fiyatları ile döviz kuru, ekonomide kaynak dağılımının belirlenmesi bakımından piyasa ekonomileri için en önemli konulardan ve ilgi alanlarından birisidir. Son yıllarda bu ilgi özellikle politika yapıcıları için, ekonomik performansı iyileştirmede büyük öneme sahip olan reel döviz kuru istikrarlılığı ve denge döviz kuru düzeyi konusunda yoğunlaşmaktadır. Bu nedenle, ekonomik performansın değerlendirilmesinde diğer fiyatlar üzerinde de önemli bir etkiye sahip olan reel döviz kuru daha da önem kazanmaktadır.

Ülkelerin fiyat düzeyleri hem ticarete konu olan hem de ticarete konu olmayan malların fiyatları tarafından belirlenmektedir. Reel döviz kuru ve görelî uluslararası fiyat düzeylerinin belirlenmesi için uluslararası verimlilik farklılıkları önemli bir etkiye sahiptir (Obstfeld ve Rogoff, 1996, s.210). Denge reel döviz kuru ile ilgili olarak en önemli hipotezlerden birisi Balassa ve Samuelson (B-S) hipotezidir. Reel döviz kurunun ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasında verimlilik farklılığından dolayı ekonominin gelişmişlik düzeyiyle pozitif ilişki içerisinde olduğunu ifade eden Balassa (1964), Samuelson (1964) ve öncesinde Harrod (1933) tarafından vurgulanan bu hipotez, reel döviz kurundaki değişimin sebebini sektörler arasındaki verimlilik farklılığına dayandırmaktadır.

Türkiye Ekonomisi için bu etkinin önemi son yıllarda Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından da vurgulanmaktadır (Enflasyon Görünümü II, 2006 Raporu). Bu bağlamda, Türk Lirasının (TL) değerlendirme eğilimi ile dış ticarete konu olan ve olmayan mallar arasındaki fiyat farklılaşmasının eş anlı olarak gözlenmesi, söz konusu görelî fiyat farklılaşması ile reel kur ilişkisinin daha yakından incelenmesi gerektiğine işaret etmektedir. Bu hipotez ışığında TL'deki değerlendirilmenin son yıllarda ticarete konu olan sektörlerdeki görelî olarak hızlı verimlilik artışından kaynaklandığı ifade edilmektedir (Enflasyon Görünümü, 2006 II, s.34).

Bu çalışmanın temel amacı, TCMB tarafından açıklanan Enflasyon Görünümü II, 2006 Raporu'nda TL'deki değerlendirilmenin son yıllardaki ticarete konu olan sektörlerdeki hızlı verimlilik artışından kaynaklandığı vurgusunu sınamaktır. Çalışma, giriş bölümüyle birlikte altı bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, Balassa-Samuelson (B-S) hipotezinin

teorik çerçevesi açıklanarak, üçüncü bölümde mevcut literatür gözden geçirilmiştir. Dördüncü bölümde hipotezin test edilmesinde kullanılan ekonometrik yöntemler ve veri ile ilgili açıklamalar yer almaktadır. Beşinci bölümde ekonometrik analizlerden elde edilen bulgular yer almakta, son bölümde ise sonuç ve değerlendirmeye yer verilmektedir.

Balassa-Samuelson Hipotezinin Teorik Yapısı

B-S hipotezi reel döviz kuru ve görelî fiyat hareketlerini ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki verimlilik farklılıklarına dayandırarak açıklayan arz yanlı bir hipotezdir. Bu hipotez bağlamında, ticarete konu olan sektörlerdeki görelî verimlilik artışının ticarete konu olmayan sektörlerden daha hızlı olması, yurtiçi ekonomide rekabete zarar vermeyecek düzeyde ücret artışına ve ticarete konu olan sektörlerde sermaye getiri oranları ile kar marjlarında değişime neden olur. Ancak, ticarete konu olan malların fiyatları uluslararası piyasalarda belirlendiğinden, verimlilik şoku bu fiyatları etkilememektedir. İşgücünün homojen ve sektörler arasında tam hareketli olduğu varsayımı ile ticarete konu olmayan sektörlerdeki ücret artışına verimlilik artışı eşlik etmediğinden, firmalar fiyatları marjinal maliyete eşitleyerek hareket ettikleri için bu sektörlerde ücret artışları fiyat artışına neden olmaktadır. Bu durum ise genel fiyat seviyesinde yükselmeye sebep olarak ülkenin reel döviz kurunda bir değerlendirme yaratmaktadır.

B-S hipotezi ülkede ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklılıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisini göstermek açısından önemlidir. B-S hipotezinde bu mekanizmanın çalışabilmesi için tam rekabet şartlarının geçerli olduğu, işgücünün sektörler arasında, sermayenin sektörler ve ülkeler arasında tam hareketli olduğu, ticarete konu olan sektörlerde tek fiyat kanunun sağlandığı varsayımlarına ihtiyaç vardır. Bu varsayımlar altında B-S hipotezi, ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki yurt içi görelî verimlilik farkının yurt dışından daha yüksek olması durumunda, satın alma gücü paritesinden (PPP) sapmaların ve reel döviz kurunun değer kazanmasının söz konusu olacağını belirtmektedir.

B-S hipotezinin temel özellikleri Harrod (1933) ve Samuelson (1964)'de ele alınmasına ve Balassa (1964)'de ampirik olarak test edilmesine karşın matematiksel olarak ilk kez Rogoff (1992)'de formüle

edilmiştir (Tica ve Druzic, 2006, s.5). Dışa açık küçük bir ekonomi için Rogoff (1992)'de formüle edilen ticarete konu olan ve olmayan malların üretildiği sektörler için üretim fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$Y_T = A_T(L_T)^\gamma(K_T)^{1-\gamma} \quad (1)$$

$$Y_{NT} = A_{NT}(L_{NT})^\delta(K_{NT})^{1-\delta} \quad (2)$$

Burada T ve NT ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan malları ifade ederken; Y çıktı düzeyini, A , L ve K sırasıyla teknoloji, işgücü ve sermayeyi göstermektedir. γ ve δ ise ticarete konu olan ve olmayan sektörlerde işgücünün payını belirtmektedir. Her iki sektör için kar fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir,

$$\pi_T = P_T Y_T - W L_T - R K_T \quad (3)$$

$$\pi_{NT} = P_{NT} Y_{NT} - W L_{NT} - R K_{NT} \quad (4)$$

Burada W ücret oranı, R uluslararası piyasalarda belirlenmiş faiz oranıdır. Üretim faktörlerinin tam hareketli olduğu ve tam rekabet koşullarının geçerli olduğu varsayımlarıyla, işgücü ve sermayeye göre kar maksimizasyonu, her iki sektör için marjinal verimlilikleri reel faiz oranı ve reel ücretlere eşitler.

$$W / P_T = \gamma A_T (K_T / L_T)^{1-\gamma} \quad (5)$$

$$W / P_T = P_{NT} / P_T \delta A_{NT} (K_{NT} / L_{NT})^{1-\delta} \quad (6)$$

$$R / P_T = (1-\gamma) A_T (K_T / L_T)^{-\gamma} \quad (7)$$

$$R / P_T = P_{NT} / P_T (1-\delta) A_{NT} (K_{NT} / L_{NT})^{-\delta} \quad (8)$$

Burada P_{NT}/P_T ticarete konu olmayan malların ticarete konu olan mallar cinsinden görel fiyatını belirtir. (5-8) numaralı denklemlerin önce logaritmaları ve daha sonra toplam diferansiyelleri alınarak uluslararası faiz oranının değişmediği varsayımıyla yeniden düzenlendiğinde denklik (9)'da B-S etkisinin yurt içi uyarlaması¹ elde edilir. Bu etki Baumol Bowen² etkisi olarak adlandırılır. Baumol ve Bowen ticarete konu olan sektörlerdeki fiyat artışları ile karşılaştırıldığında ticarete konu olmayan sektörlerdeki görel fiyat

artışının daha hızlı olmasının sebebini ticarete konu olan sektörlerdeki verimliliğin daha hızlı artmasına dayandırmaktadır.

$$(dp_{NT} - dp_T) = (\delta / \gamma) da_T - da_{NT} \quad (9)$$

Bu denklik³ ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki verimliliğin görel fiyat üzerindeki etkisini göstermektedir. "Sektörlerde işgücü yoğunluğunun aynı olması durumunda ($\gamma=\delta$), görel fiyatlar ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki verimlilik farkı kadar yükselme göstermektedir. Diğer yandan ticarete konu olmayan sektörlerde işgücü yoğunluğunun daha fazla olması durumunda ($\delta>\gamma$) her iki sektörün verimliliği aynı olsa dahi görel fiyatlar artış göstermektedir" (Égert, Halpern ve MacDonald, 2006; Funda ve diğ. (2007); Kravis ve Lispey 1983; Bhagwathi, 1984). Sonuç olarak görel fiyatlar sektörler arasındaki verimlilik farkının bir fonksiyonu olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$(p_{NT} - p_T) = f(a_T - a_{NT}) \quad (9a)$$

Aynı koşulların ticaret ortağı ülkeler için de geçerli olduğu varsayımında verimlilik farklılıklarındaki artış ve görel fiyatlardaki değişim aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$(p_{NT} - p_T) - (p_{NT}^* - p_T^*) = (a_T - a_{NT}) - (a_T^* - a_{NT}^*) \quad (9b)$$

Yurt içi ekonomide ticaret ortağı ülkelere göre görel verimlilikteki artışın daha büyük olması, ticarete konu olmayan malların fiyatında bir artış meydana getirerek yurt içi genel fiyat düzeyini arttırarak reel döviz kurunun değerlenmesine yol açmaktadır. Reel döviz kuru, nominal döviz kurunun yurt dışı fiyat düzeyi ile çarpılıp yurt içi fiyat düzeyine bölünmesiyle hesaplanmaktadır. Q , E , P ve P^* sırasıyla reel döviz kurunu, nominal döviz kurunu, yurt içi ve ticaret ortağı ülkelerin fiyat düzeylerini ifade etmektedir.

$$Q = EP^* / P \quad (10)$$

Yurt içi ve ticaret ortağı ülkeler fiyat düzeyleri ticarete konu olan ve olmayan mallar cinsinden aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

1 Bu uyarılmanın matematiksel elde edilişi için bakınız Égert (2003, s.4-7); Égert ve diğ. (2003, s.554-557);

2 Bakınız Coudert (2004); Konopczak ve Torój (2010) .

3 Değişkenlerin küçük harf ile ifadesi doğal logaritmalarının alındığı göstermektedir.

$$P = P_T^\alpha P_T^{1-\alpha} \quad (11)$$

$$P^* = P_T^{\alpha^*} P_T^{1-\alpha^*} \quad (11a)$$

P_T ve P_T^* sırasıyla yurt içi ve ticaret ortağı ülkelerin ticarete konu olan mal fiyatlarını ifade ederken, P_{NT} ve P_{NT}^* ise yurt içi ve ticaret ortağı ülkelerin ticarete konu olmayan mal fiyatlarını yansıtır. α, α^* ise yurt içi ticaret ortağı ülkelerin tüketici sepetinde ticarete konu olan malların ağırlığını gösterir⁴.

(10), (11) ve (11a) denkliklerinin logaritmaları alınıp birleştirildiğinde;

$$q = (e + p_T^* - p_T) - (1 - \alpha)[(p_T - p_{NT}) - (p_T^* - p_{NT}^*)] \quad (12)$$

olarak yazılabilir. Ticarete konu olan mallar için PPP geçerli olacağı varsayımıyla; ilk ifade sıfıra eşitlenir ($e + p_T^* - p_T = 0$) ve ülkeler arasındaki görelî fiyat farklılıkları (9b) denkliğinde ifade edildiği gibi görelî verimlilik farklılıkları cinsinden yazılırsa, aşağıdaki denkliğe ulaşılır.

$$q = -(1 - \alpha)[(a_T - a_{NT}) - (a_T^* - a_{NT}^*)] \quad (13)$$

Denklik (13) B-S hipotezinin dışsal aktarım mekanizmasını ifade etmektedir.

Denklik (9) ve (13) yurt içinde yurt dışıyla ticaret ortağı ülkeler ile kıyaslandığında ticarete konu olan sektörlerde verimlilik gelişimi ticarete konu olmayan sektörlerden daha hızlı olduğunda yurt dışı fiyatlar ticaret ortağı ülkelerin fiyatları karşısında yurt içi fiyatlarda daha hızlı bir artış olacağını ve ulusal para biriminde reel değerlenmeyle sonuçlanacağını gösterir.

B-S hipotezinden dört temel önerme çıkarılabilir (Égert, Halpern, MacDonald, 2006, s.266) : (i) Farklı verimlilik düzeyleri, aynı para birimiyle ifade edilen farklı fiyat düzeylerine yol açar. (ii) Düşük verimliliğe sahip olan ülkelerin reel ve nominal döviz kuru PPP'ye göre daha az değerlenir. (iii) Eğer verimlilik düzeyi ticarete konu olmayan sektörlerle kıyaslandığında ticarete konu olan sektörlerde daha yoğunsa, ticarete konu olmayan fiyatlar ve toplam fiyat düzeyi yükselir.

4 Yurt içi ve ticaret ortağı ülkelerin ticarete konu olan malların tüketici sepetindeki ağırlıklarının eşit olduğu varsayılmaktadır ($\alpha = \alpha^*$).

(iv) Yurt dışına kıyasla yurt içinde göreceli verimlilik farklılığındaki yüksek büyüme fiyat düzeylerinde artışları beraberinde getirir ve ulusal para birimin reel değerlenmesine yol açar.

Literatür Özeti

B-S hipotezi özellikle son dönemlerde uygulamalı ekonomi literatüründe giderek artan oranda bir araştırma konusu haline gelmiştir⁵. Ancak bu kapsamda Türkiye Ekonomisi'ne yönelik olarak çalışmaların görelî olarak sayısı sınırlıdır.

1990'lı yılların ilk yarısında yapılan çalışmalarda B-S etkisinin önemli olduğu, ancak gelişen ekonometrik tekniklerin de katkısıyla son zamanlarda yapılan çalışmalarda bu etkinin önceki çalışmalardan elde edilenlerden daha az olduğu anlaşılmıştır (Égert ve diğ. (2002); Mihaljek, 2002; Kovacs, 2002; Mihaljek ve Klau, 2003; Blaszkiewicz vd, 2004).

B-S etkisinin varlığı ampirik olarak sınavan çalışmaların önemli bir çoğunluğu bu etkinin varlığı lehinde sonuçlara ulaşmıştır. Hsieh (1982) geleneksel yatay kesit çalışmalarından ayrılıp, B-S hipotezini zaman serisi yöntemini kullanarak test eden ilk çalışmayı yapmıştır. 1954-1976 yılları arasında yıllık veriler kullanarak Almanya ve Japonya için hipotezi test etmiş, her iki ülke için de reel döviz kuru üzerinde verimlilik farklılıklarının önemli etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Rogoff (1992) B-S etkisini analiz ederken talep yanlı etkileri de göz önüne almıştır. Fiyat düzeyinin belirlenmesinde sadece görelî verimliliğin etkilerini değil aynı zamanda kamu harcamaları, tercihler, petrol fiyatı gibi uzun dönemde görelî fiyat düzeylerinde değişikliklere yol açan talep yanlı etkileri de modele dahil etmiştir. Rogoff çalışmasında talep yanlı etkilerin, örneğin kamu harcamalarının, döviz kurunu açıklamada etkili olduğunu vurgulayarak ticarete konu olan mallardaki verimlilik şokunun yalnız başına reel döviz kurunu tahmin etmede başarılı olamayacağı sonucuna ulaşmıştır.

Égert ve diğ. (2002) 1995-2000 yılları arasında çeyrek yıllık veri kullanarak dokuz Merkez ve Doğu Avrupa ülkesi için (Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Estonya,

5 Ek Tablo 1'de literatürde B-S hipotezine yönelik uygulamalı çalışmalardan bazıları için ele alınan dönem, kullanılan metodlar ve ulaşılan sonuçlar yer almaktadır.

Macaristan, Litvanya, Letonya, Polonya, Slovakya ve Slovenya) verimlilik bazlı hipotezi test etmişlerdir. Yazarlar yurt içi fiyatlar ve reel döviz kuru üzerinde verimlilik şokunun etkisini büyük ölçüde tüketici mal sepetinin bileşimine bağlamıştır. Eğer tüketici mal sepetinde dış ticarete konu olmayan malların payı düşük ve gıda ürünleri ile müdahale edilmiş mal fiyatlarının payı yüksek ise bu etkinin önemsiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yazarlar ortalama işgücü ve ticarete konu olmayan malların görece fiyatları arasında uzun dönemli ilişkiyi test etmek için Pedroni (2000) tarafından geliştirilen Tam Düzeltilmiş Sıradan En Küçük Kareler (FMOLS) tekniğini kullanarak B-S etkisinin varlığına yönelik kısıtlı bulgulara ulaşmışlardır.

B-S etkisini araştırmada 1991:Q1 ve 2001:Q2 dönemine ilişkin 5 geçiş ülkesine yönelik panel ve zaman serisi yöntemlerini kullanan Égert (2002), verimlilik büyümesinin tüketici fiyat endeksinin yapısından dolayı fiyat artışlarına tam olarak yansıtılamadığı sonucuna ulaşmıştır. Diğer taraftan tüketici fiyat endeksi kullanılarak hesaplanan reel döviz kurunda gözlenen değerlenme, B-S etkisi tarafından doğrulanmayan değerlenmeden oldukça fazladır. Gözlenen fazla değerlenmenin talep yanlı baskılar, sermaye hareketlerinin büyüklüğü ve uygulanan döviz kuru rejimi tarafından açıklanabileceği vurgulanmıştır.

Drine ve Rault (2003) B-S hipotezini analiz etmek için panel birim kök ve panel eşbütünleşme testlerini kullanmıştır. 1960-1999 yıllarını kapsayan, 20 ülkeyi içeren analizde klasik birim kök, eşbütünleşme testleri ile panel veri analizinden elde edilen sonuçlar karşılaştırılmıştır. Geleneksel zaman serisi testlerinde reel döviz kuru gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) arasında uzun dönemli ilişki 11 ülke için reddedilirken panel veri analizinde 20 ülke için de uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tahmin edilen katsayılar beklenen işaretlere sahip olup, ekonomik kalkınmanın reel döviz kuru değerlenmesiyle birlikte hareket ettiğini doğrulamaktadır. Özellikle Latin Amerika ülkeleri için bu etkinin büyüklüğü dikkate değerdir.

Lommatsch ve Tober (2004) 12 ülke için 1991-2002 yılları arasında verimlilik farklılıklarının enflasyon üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Bu çalışmada, işgücü verimliliği olarak sektörler arasındaki

esnek çalışma farklılıklarını dikkate alan birim işgücü maliyeti kullanılmıştır. Avrupa Bölgesi'nde verimliliğin enflasyon üzerindeki etkisi teoriyle tutarlı sonuçlar vermiş, ancak bulunan etki oldukça küçük olduğu için verimlilik artışlarının tam olarak görece fiyatlara yansımadağı sonucuna ulaşılmıştır.

Reel döviz kuru hareketliliğini açıklamak için Türkiye'nin de dahil olduğu 16 ülke ve 1976-1994 yıllarını kapsayan bir çalışma ise Choundri ve Khan (2004) tarafından yapılmıştır. Açıklayıcı değişken olarak ticarete konu olan ve olmayan sektördeki verimlilik farklılıkları ile dış ticaret hadleri kullanılarak B-S hipotezinin test edildiği çalışmada Dinamik Sıradan En Küçük Kareler (DOLS) metodu kullanılmıştır. Bu çalışmanın sonuçları gelişmekte olan ülkeler için B-S etkisini güçlü şekilde desteklemektedir.

MacDonald ve Ricci (2005) reel döviz kuru üzerinde B-S etkisini araştırırken dağıtım sektörlerinin uzun dönemli etkisini incelemişlerdir. Modele ayrıca net dış varlıklar açıklayıcı değişken olarak eklenmiş ancak anlamsız bulunmuştur. Dağıtım sektörlerindeki verimlilik artışı rekabeti arttırarak uzun dönemde reel döviz kurunun değerlenmesine yol açmaktadır. Dağıtım sektörlerinin aktarım kanalı tahmin edilen B-S etkisinden farklılık göstermektedir. Ayrıca ücret değişkeninin modele eklenmesi dağıtım sektörlerinde rekabeti dışlamazken karların eklenmesi bu sektörlerde verimliliğin önemsiz olmasına yol açmaktadır.

Jaunky (2008) 9 ülke için 1970-1994 yılları arasında, verimlilik farklılığının reel döviz kuru üzerindeki etkisini test ederken geleneksel B-S hipotezinden ayrılıp Rogoff (1992)'yi takiben talep faktörlerini de analize dahil edip, panel eşbütünleşme yöntemiyle B-S hipotezini destekleyici kanıtlar bulmuştur. Kamu harcamaları, eğer ticarete konu olmayan mallara yönelikse reel döviz kurunun değerlenmesine yol açacaktır. Etkinin büyüklüğünü gidermek için uygulanacak politikaların ekonomik etkinliği arttırmaya ve ülkeler arasındaki verimlilik farklılığını azaltmaya yönelik olması gerektiğine dikkat çekilmiştir.

Gelişmiş ve gelişmekte olan 59 ülke için Genius ve Tzouvelekas (2008) verimliliğin döviz kuru üzerindeki etkisini panel veri analizi ile test etmiş, tüm ülkeler

için B-S hipotezini destekler sonuçlar bulmuştur. Dimutru ve Jianu (2009) ise farklı fiyat göstergelerini de dikkate alarak Romanya için B-S etkisini 1997-2006 dönemi için çeyrek yıllık verilerle test etmiştir. Bu çalışmanın sonucu aynı ülke, aynı dönem için Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kullanıldığında B-S etkisini % 0.6, farklı fiyat göstergeleri kullanıldığında ise % 2.6 olarak tespit etmiştir.

Reel döviz kuru ve verimlilik arasındaki ilişki 1990-2004 yılları arasında yıllık veri kullanarak 21 gelişmiş, 24 gelişmekte ve 19 diğer ülke için panel veri yöntemiyle Peltonen ve Sager (2009) tarafından analiz edilmiştir. Çalışmada üç ana konu üzerinde durulmuştur. İlk olarak işgücü verimliliği ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin ya da B-S etkisinin varlığı incelenmiş, ikinci olarak bu ilişkinin sektörler arasında aynı olup olmadığını sınınanmıştır. Üçüncü olarak ise B-S etkisinin büyüklüğü, önemi ve işareti çeşitli ülke grupları arasındaki, farklı döviz kuru rejimlerinde, talep faktörlerinin varlığında nasıl değiştiği analiz edilmiştir. Sonuçlara göre reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan görece fiyat farklılıkları arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlıdır. İstatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmasına karşın gelişmiş ülkelerde reel döviz kuru ve verimlilik arasındaki negatif korelasyon B-S hipotezi ile çelişkilidir. Hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde tahmin edilen sabit terimin büyüklüğü ve önemi diğer döviz kuru belirleyicilerinin önemini ortaya çıkarmıştır. Farklı döviz kuru rejimlerinde ise bu ilişkide farklılıklar ortaya çıktığı görülmüştür.

Son yıllarda arz yanlı B-S hipotezine talep yanlı değişkenlerin dahil edilmesinin yanı sıra mikro etkilere de bir çok çalışmada dikkat çekilmektedir. Literatürde, özellikle yeni dış ticaret teorileri kapsamında aksak rekabet, homojen olmayan firmaların varlığı ve ticaret maliyetleri gibi mikro etkileri göz önüne alan çalışmalar yapılmaktadır (Ghironi ve Melitz, 2004; Corsetti Dedola, 2005; Mejean, 2008).

Türkiye Ekonomisi için yapılan çalışmalarda reel döviz kurunun değerlendirilmesinde görece verimlilik artışının önemini belirten çalışmalar (TCMB, 2006; Özçiçek, 2006; Alper ve Cıvcir, 2012) olduğu gibi hipotezi desteklemeyen bulgulara ulaşan çalışmalarda (Yıldırım, 2007) mevcuttur. TCMB (2006) ekonometrik bir araştırmaya dayanmadan, öncelikle teorik bağlamda B-S hipotezine dikkat çekerek, Türkiye'de ticaret konu olan malların

göreceli verimlilik farklarını grafiklerle göstererek ulusal paranın değerlendirilmesini B-S etkisine bağlama eğilimindedir.

Özçiçek (2006) çalışmasında 1988:Q1-2004:Q3 dönemi için Johansen eşbütünleşme analizi ile Türkiye-Almanya arasındaki reel kuru B-S hipotezinin öngördüğü şekilde görece fiyatlara bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Eşbütünleşme analizinde, ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki verimlilik ve fiyat artışı farkları arasında bir ilişki olduğu desteklenmektedir.

Yıldırım (2007), B-S hipotezini 1980-2003 yılları için Türkiye ile ABD, Almanya, İngiltere ve Fransa arasında Sıradan En Küçük Kareler (SEKK) yöntemi kullanarak test etmiştir. Analiz sonuçlarına göre; B-S hipotezi Türkiye ile ABD ve Almanya arasında geçerli olsa bile reel kuru açıklama güçleri son derece sınırlıdır. Ayrıca bu ülkelerin zaman serileri aynı dereceden durağan olmadıkları için uzun dönemde reel kurları açıklamada B-S hipotezi geçerli değildir. Çalışmada Türkiye-İngiltere ve Türkiye-Fransa karşılaştırmalarında ise B-S hipotezi için anlamlı bir regresyon elde edilememiştir.

Türkiye ekonomisi için Alper ve Cıvcir (2012), 1987:Q1-2010:Q4 dönemini kapsayan verimlilik ve net dış varlıkları değişkenlerini kullanarak reel döviz kurunu Johansen eşbütünleşme yöntemi ile tahmin etmişlerdir. Yazarlar sektörel verimlilik verilerinin kısıtlı olduğunu belirterek verimlilik göstergesi olarak çalışan başı GSYİH'yı, reel döviz kuru için ise 2005 bazlı GSYİH deflatörü ile elde edilen seriyi kullanmışlardır. Bu iki seri arasındaki benzerlikler ise çalışmadaki grafiklerden görülmektedir. Çalışmada pozitif bir verimlilik şokunun reel döviz kurunu değerlendirdiği sonucuna ulaşılmış ve verimliliğin esneklik katsayısı da 5.12 olarak tahmin edilmiştir. Bu sonuç B-S hipotezini güçlü bir şekilde desteklemektedir. Ancak bu katsayının büyüklüğü, bize göre kullanılan verimlilik değişkeninin (proxy) B-S hipotezindeki göreceli verimlilik farklılığını ölçmede uygun bir gösterge olmamasından kaynaklanmaktadır. Şöyle ki, çalışmada kullanılan bu gösterge doğrudan GSYİH'nın toplam çalışan sayısına oranlanmasıyla hesaplanmıştır. Bu da, bu göstergenin ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki verimlilik farklılığını doğru yansıtıp yansıtmadığını tartışılır hale getirmektedir.

Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada açıklanan teorik model çerçevesinde, Türkiye ve referans olarak alınan EU-27 ülkelerinin görece verimlilik farklarının reel efektif döviz kuru üzerine etkisi incelenmektedir. Ekonometrik model hipoteze uygun olarak aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$reer_t = \beta_0 + \beta_1 prodtr_t + \beta_2 prodeu_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

Modeldeki değişkenlerden *reer*, reel efektif döviz kurunu; *prodtr* Türkiye'nin ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki görece verimliliğini; *prodeu* ise Avrupa Bölgesi'nin ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki görece verimliliğini ifade etmektedir. Çalışmada, imalat sanayi ticarete konu olan sektör olarak analize dahil edilirken; inşaat, toptan ve perakende ticaret ve diğer sosyal, toplumsal ve kişisel hizmet faaliyetleri ticarete konu olmayan sektörler olarak tanımlanmaktadır. Tüm veriler⁶ 1995:Q1-2010:Q4 dönemine ait çeyrek yıllık veriler olup EU-27 için kullanılan veri setlerinden sektörel üretim ve sektörel istihdam verileri Eurostat'tan alınmıştır. Türkiye Ekonomisi için sektörel üretim, sektörel istihdam ve TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru⁷ verileri ise Eurostat (*reer27CPI*), Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve TCMB kaynaklıdır. Ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki işgücü verimliliği, sektörlerdeki üretim o sektörlerde çalışan kişi sayısına bölünüp sektörlerin ağırlıklı ortalaması alınarak hesaplanmıştır. Tüm değişkenler doğal logaritması alınarak kullanılmıştır.

Serilerin durağanlığını test etmek için Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1981), (*ADF*), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (*KPSS*) ve yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992) (*Z-A*) testleri kullanılmaktadır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki ise Gregory-Hansen (1996a, b) (*G-H*) ve Peseran-Shin-Smith (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Bağımlı Modeller Analizi (*ARDL*) kullanılarak test edilmiştir.

Birim Kök Sınamaları

Zaman serileri yöntemine uygun olarak ilk aşamada serilerin durağanlığını sınamak için *ADF*, *KPSS* ve *Z-A* birim kök testleri kullanılmaktadır. *ADF*

testinde hata teriminde otokorelasyonun ortadan kaldırılması için bağımlı değişkene ait gecikmeli değerler modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilmektedir. Bu bağlamda, *ADF* testinde önemli bir sorun gecikme uzunluğunun seçilmesidir. Gecikme uzunluğu, maksimum 8 olarak alınıp, anlamlı bir *t* değeri bulunana kadar azaltılarak belirlenmiştir. *ADF* testleri en geniş modelden başlayarak aşamalı olarak trend ve sabitin anlamlı olup olmadıkları (ϕ_p , ϕ_t testleri) da test edilerek gerçekleştirilmiştir. *ADF* testinde boş hipotezi birim kökün olduğunu, alternatif hipotez ise birim kökün olmadığını ifade etmektedir. *KPSS* testleri trendli ve sabitli modeller kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Burada *ADF* testlerinin aksine kurulan boş hipotez serinin birim kök içermediği şeklindedir.

Zivot-Andrews Birim Kök Testleri

Serilerde yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı birim kök testleri eğilimli sonuçlara neden olabilmektedir. Yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği testlerden biri olan Zivot-Andrews (1992) birim kök testi bu çalışmada kullanılmıştır. Testte yapısal kırılma dönemi hakkında önsel bilgiye sahip olunmadan kırılma dönemi içsel olarak belirlenmektedir. Serilerdeki kırılmayı dikkate alan durağanlık testleri için üç farklı model önerilmektedir.

Model A:

$$y_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Model B:

$$y_t = \mu^B + \gamma^B DT_t^*(\lambda) + \beta^B t + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Model C:

$$y_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \gamma^C DT_t^*(\lambda) + \beta^C t + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Tahmin edilen üç modelden Model A ortalamada kırılmayı, Model B trendde kırılmayı ve Model C ise hem ortalamada hem de trendde kırılmayı içermektedir. Model C hem ortalamadaki hem de eğimdeki kırılmayı içerdiği için tahminlerde öncelikli olarak kullanılmaktadır.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > TB, \\ 0, & \text{diğer durumlarda,} \end{cases}$$

6 Analizde kullanılan tüm serilerin grafikleri ekte verilmiştir.

7 Eurostat tanımına göre (*reer27CPI*) reel efektif döviz kurunda bir artış TL'de değerlendirilmeyi göstermektedir.

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & t > TB, \\ 0, & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

TB kırılma zamanını gösterirken, $DU_t(\lambda)$ ortalamada, $DT_t^*(\lambda)$ ise trendde kırılmayı ifade eden kukla değişkenlerdir. İncelenen zaman aralığında örneklem dönemi baştan ve sondan yüzde 15 atılarak aradaki her bir dönem için kırılma testi hesaplanıp minimum test istatistiği seçilerek kırılma dönemi ve serinin durağan olup olmadığı belirlenmiştir. Hesaplanan t istatistiği Z-A'nın hesapladığı kritik değerden daha küçük ise yapısal kırılma olmadan birim kök vardır olan boş hipotez reddedilirken, yapısal kırılmayla birlikte seri durağandır olan alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Eşbütünleşme Sınamaları

Birim kök içeren seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespitinde klasik eşbütünleşme testlerine alternatif olarak geliştirilen Gregory-Hansen (1996a, b) ile ARDL sınır testi yöntemi kullanılmıştır. G-H testi içsel olarak belirlenen kırılma dönemlerini de dikkate alırken, ARDL sınır testi seriler farklı bütünleşme derecelerine sahip olsalar dahi seriler arasında uzun dönemli düzey ilişkisinin olup olmadığını test etmeye olanak tanımaktadır.

Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory-Hansen (1996a, b), yapısal kırılmanın varlığında kullanılan standart eşbütünleşme testlerinin değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında yetersiz kalacağını belirtip, yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için dört model geliştirmiştir. Birinci model düzeyde kırılmayı, ikinci modelde ise trend varken düzeyde kırılma ile uzun dönemli ilişkiyi test etmektedir. Üçüncü model rejim değişikliği modelidir. Dördüncü model ise hem rejim değişikliğini hem de trendde kırılma varken değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini sınamaktadır. Bu modellerde yapısal kırılma zamanı ise içsel olarak belirlenmektedir.

Yapısal kırılmaların modele dahil edilmesini sağlayan kukla değişken şu şekilde tanımlanabilir:

$$\theta_\tau = \begin{cases} 0, & \text{eger } t \leq [n\tau], \\ 1, & \text{eger } t > [n\tau]. \end{cases}$$

Burada n gözlem sayısını belirtirken, τ 0 ile 1 arasında değer alıp $n*\tau$ kırılmanın gerçekleştiği gözlemi göstermektedir.

Model 1 (GH-1): Düzeyde Kırılma

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, n. \quad (18)$$

Kırılmadan önce sabit terim μ_1 , kırılmanın sabit terimde yaptığı değişim ise μ_2 ile gösterilmektedir. α^T ise bağımsız değişkenin katsayısını ifade etmektedir.

Model 2 (GH-2): Trendli Modelde Düzeyde Kırılma

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, n. \quad (19)$$

Bu model sabitte kırılma modelinden farklı olarak trendin varlığında sabit terimdeki kırılmayı dikkate almaktadır.

Model 3 (GH-3): Rejim Değişikliği

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t}\varphi_{t\tau} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, n. \quad (20)$$

Rejim değişikliği modelinde μ_1 ve μ_2 sabitte kırılma modeli ile aynıdır. α_1^T rejim değişikliğinden önceki eğim katsayılarını ve α_2^T ise kırılma döneminden sonra eğim katsayılarındaki değişimi göstermektedir. Kırılma döneminin belirlenmesiyle parametrelerde ne yönde bir değişim olduğu ve rejim kaymasının olup olmadığı bu model ile ortaya konulmaktadır.

Model 4 (GH-4): Rejim Değişikliği ve Trendde Kırılma (Gregory – Hansen, 1996b)⁸

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \beta_1 t + \beta_2 t\varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t}\varphi_{t\tau} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, n. \quad (21)$$

⁸ Eski bir model olmasına rağmen, bu model Türkiye için çok az sınanmaktadır.

Sabit terim, rejim değişikliğinden önceki eğim katsayısı ve trend katsayısı sırasıyla μ_1 , α_1^T , β_1 ile ifade etmektedir. μ_2 , α_2^T ve β_2 ise kırılmadan sonraki ilgili değişimleri göstermektedir. İncelenen dönem içerisinde her bir gözlem için olası kırılma dikkate alınarak tahmin edilen kalıntılardan ADF , Z_t ve Z_α istatistik değerlerinin minimum olduğu nokta kırılma zamanı olarak tespit edilir (Gregory-Hansen, 1996:104-106). Bu testler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$ADF^* = \min_{\tau \in T} ADF(\tau). \quad (22)$$

$$Z_t^* = \min_{\tau \in T} Z_t(\tau), \quad (23)$$

$$Z_\alpha^* = \min_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau) \quad (24)$$

Test istatistikleri ADF^* , Z_t^* ve Z_α^* olası her bir gözlem için elde edilen ADF , Z_t ve Z_α test istatistiklerinin en küçük olanlarıdır. G-H testinde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı boş hipotezi ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösteren alternatif hipotez hesaplanan istatistikleri ile sınanmaktadır. Hesaplanan test istatistik değerleri eğer G-H tarafından geliştirilen kritik değerlerden küçük ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı sıfır hipotezi reddedilir.

ARDL Yaklaşımı

Peseran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen sınır testi, serilerin bütünleşme dereceleri farklı dahi olsa, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırır. Bu yaklaşımına göre uzun dönemli ilişkileri analiz etmek için kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$\Delta reer_t = c_0 + c_1 prodtr_{t-1} + c_2 prodeu_{t-1} + c_3 reer_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_i \Delta prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^m \chi_i \Delta prodeu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (25)$$

$$\Delta reer_t = c_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i \Delta prodeu_{t-i} + c_1 ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Modelde yer alan hata düzeltme terimi (ecm) uzun dönemli modelden elde edilen dengeyi temsil eder. Bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin her bir fark ve gecikmeleri ise kısa dönemli dinamikleri ifade eder.

Öncelikle, sınır testi yaklaşımının uygulanabilmesi için uygun gecikme uzunluğunun seçilmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluğu Vektör Ardışık Bağlanım Modelinden (VAR) Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn (AIC , SC , HQ) gibi bilgi kriterlerinden yararlanılarak belirlenir. Ancak seçilen gecikme uzunluğunda otokorelasyon problemi olmamalıdır. Eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez ve olduğunu ifade eden alternatif hipotezi test etmek için F testi kullanılır. Eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez bağımlı ve bağımsız değişkenlerin bir gecikmeli değerlerine sıfır kısıtı getirilerek test edilir. Hesaplanan F istatistiği standart dağılıma sahip olmadığı için Peseran-Shin-Smith'in (2001) hesapladığı kritik değerler ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan kritik değer, alt kritik değerden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, alt ve üst kritik değer arasında ise kesin bir yorum yapılamayacağı, ancak hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden daha büyük ise seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılır. Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu tespit edilirse uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelinde değişkenlerin farklı gecikmeler almasına izin verilerek model yeniden tahmin edilir. Uzun dönemli ilişki belirlendikten sonra uzun dönem katsayıları hesaplamada kullanılan ARDL modeli şu şekildedir:

$$reer_t = c_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i prodeu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Gecikme uzunlukları belirlendikten sonra ARDL modeli tahmin edilir ve uzun dönem katsayılar hesaplanır.

Değişkenler arasında kısa dönemli ilişki ise ARDL yaklaşımına bağlı hata düzeltme modeli ile tahmin edilir. Bu model aşağıdaki gibi gösterilir:

Analiz Sonuçları

Çalışmada serilerin durağanlıkları test edilmiş, elde edilen sonuçlara göre de G-H ve ARDL yöntemleriyle uzun dönemli ilişki araştırılmış ve son olarak da uygun modeller için uzun ve kısa dönemli katsayılar tahmin edilmiştir.

Birim Kök Analiz Sonuçları

Analizlerde kullanılan serilerin durağan olup olmadıklarını saptamak için uygulanan *ADF* ve *KPSS* birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmektedir. Her iki test sonucuna göre trendli modelde reel döviz kurunun trend durağan olduğu, ancak trend içermeyen *KPSS* testi ise durağan

olmadığını işaret etmektedir. Serinin otokorelasyon fonksiyonu güçlü hafızaya sahip olabileceğine işaret etmektedir.⁹ Türkiye'nin görel verimlilik ve Avrupa'nın görel verimlilik serilerinin birim kök içerdiği, bütün serilerin birinci farklarının ise durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 1. ADF ve KPSS Birim Kök Sınama Sonuçları

Seriler	ADF									KPSS	
	Model A			Model B			Model C		η_{μ}	η_{τ}	
	<i>k</i>	<i>t</i>	ϕ_3	<i>k</i>	<i>t</i>	ϕ_1	<i>k</i>	<i>t</i>			
<i>reer</i>	1	-4.54**	10.33**	4	-0.61	2.40	4	2.09	1.29**	0.08	
<i>prodtr</i>	4	-0.89	2.50	4	-2.14	2.42	4	-2.09	0.65**	0.24**	
<i>prodeu</i>	1	-2.76	3.90	1	-1.22	2.36	1	-1.19	1.28**	0.17**	
<i>dreer</i>	1	-6.98**	2354.28**	1	-69.19**	2432.17**	1	-69.45**	0.32	0.03	
<i>dprodtr</i>	1	-9.43**	44.91**	1	-9.33**	43.70**	1	-9.42**	0.12	0.11	
<i>dprodeu</i>	8	-7.92**	32.48**	3	-8.12*	33.33**	8	-7.71*	0.17	0.04	

Model A trend ve sabitte, Model B sabitte, Model C ise trend ve sabit olmadan birim kökü test eden modellerdir. *ADF* testinde (**,*) %5 ve %10 kritik değerler sırasıyla; Model A için -3.45, -3.15; Model B için -2.89, -2.58'dir; Model C için -1.95, -1.61'dir ϕ_3 için %5 ve %10 kritik değerler sırasıyla, 6.49, 5.47'dir. ϕ_1 için %5 ve %10 kritik değerler 4.71, 3.86'dir. *KPSS* testinin(**,*) %5 ve %10 kritik değerleri Sabit içeren model için 0.46, 0.34'dir; Trend içeren model için kritik değerler 0.14 ve 0.11'dir.*k*, gecikme sayısıdır ve gecikmeler 8'den azalarak anlamlılığı % 5 önem düzeyinde *t* testine göre belirlenmiştir.

Z-A birim kök testi yapılırken yapısal kırılmaların serilerin bütünleşme derecesi üzerindeki etkisi üç model için de analiz edilmiştir. Z-A birim kök test sonuçları Tablo 2'de verilmektedir. Elde edilen sonuçlarda serilerde yapısal kırılma dikkate alındığında reel döviz kurunun durağan ancak diğer serilerin ise birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır. Test sonuçlarında öncelikli olarak hem ortalamada hem de trendde kırılmayı içeren

en geniş Model C¹⁰ tahmin sonuçlarına göre, reel döviz kuru serisinde 2001 yılının birinci çeyreği, Türkiye'nin görel verimlilik serisi için 2000 yılının birinci çeyreği ve Avrupa'nın görel verimlilik serisi için 2008 yılının üçüncü çeyreği kırılmanın varlığına işaret etmektedir. Bu kırılma yılları hem Türkiye hem de EU-27 bölgesi için son dönemlerdeki ele aldığımız değişkenlere ilişkin ekonomik göstergelerle de uyumludur.

Tablo 2. Zivot - Andrews Birim Kök Sınama Sonuçları

Seriler	Zivot - Andrews Birim Kök Testi							
	<i>k</i>	Model A		Model B		Model C		
		<i>t</i>	TB	<i>t</i>	TB	<i>t</i>	TB	
<i>reer</i>	1	-6.36**	2001:Q1	-4.82*	2002:Q4	-6.35**	2001:Q1	
<i>prodtr</i>	0	-2.63	1999:Q1	-3.30	2000:Q3	-3.06	2000:Q1	
<i>prodeu</i>	5	-5.33*	2008:Q3	-3.97	2007:Q1	-4.57	2008:Q3	

(**,*)%1 ve %5 kritik değerler sırasıyla, Model A : -5.34 ve -4.80; Model B:-4.93 ve -4.42; Model C: -5.57 ve 5.08'dir.*k*, gecikme sayısıdır ve gecikmeler 8'den azalarak anlamlılığı % 5 önem düzeyinde *t* testine göre belirlenmiştir.

9 Whittle testi serinin güçlü hafızaya sahip olduğuna işaret etmektedir.

10 Model C'nin diğer modellere göre daha tercih edilebilir olduğu öne sürülmektedir (Sen, 2003).

Eşbütünlüme Sınama Sonuçları

Teorik olarak tartışılan modelin test edilmesine yönelik G-H ve ARDL eşbütünlüme test sonuçları aşağıda sunulmuştur.

Gregory-Hansen Eşbütünlüme Testinin Sonuçları

G-H testinin sonuçları Tablo 3'te sunulmaktadır. Buna göre, Türkiye ve Avrupa'nın göreceli verimliliklerinin reel döviz kuru üzerindeki etkisinin test edildiği her dört

model için ADF test istatistiğine göre rejim değişikliği dışındaki tüm modellerde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilmektedir.

G-H eşbütünlüme testinde üç model için de uzun dönemli ilişkinin var olduğuna ilişkin kanıtlara ulaşıldıktan sonra modeller ADF test istatistiğine göre belirlenen kırılma dönemleri göz önüne alınarak SEKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 4'te

Tablo 3. Gregory-Hansen Eşbütünlüme Testi Sonuçları

	k	ADF	Kırılma Dönemi	Z_t	Kırılma Dönemi	Z_a	Kırılma Dönemi
GH-1	1	-5.09** (0.81)	2007:Q4	-4.55 (0.83)	2008:Q1	32.63 (0.83)	2008:Q1
GH-2	1	-6.86** (0.36)	2000:Q3	-5.58** (0.37)	2000:Q4	-43.93 (0.37)	2000:Q4
GH-3	1	-5.08 (0.56)	2003:Q4	-4.79 (0.64)	2005:Q1	-35.08 (0.64)	2005:Q1
GH-4	1	-6.97** (0.36)	2000:Q3	-5.92* (0.37)	2000:Q4	-44.20 (0.39)	2001:Q1

ADF ve Z_t için, (**,*)%5 ve %10 kritik değerler sırasıyla kritik değerler: GH-1: 4.92,-4.69; GH-2: -5.29,-5.03; GH-3: -5.50, -5.23; GH-4: -5.96, -5.72'tür. Z_a için (**,*)%5 ve %10 kritik değerler sırasıyla kritik değerler: GH-1: -46.98,-42.49; GH-2: -53.92,-48.94; GH-3: -58.33, -52.85; GH-4: -68.43, -63.10'dur. Kırılma noktası parantez içinde gösterilmiştir. k gecikme sayısındır ve gecikmeler 8'den azalarak anlamlılığı % 5 önem düzeyinde t testine göre belirlenmiştir.

Tablo 4. Gregory-Hansen Eşbütünlüme Tahmin Sonuçları

GH-1 ^a	$reer = 4.301 + 0.118dummy - 0.055prodtr + 1.449prodeu$ (115.44) (4.63) (-0.74) (11.22)
GH-2 ^b	$reer = 4.304 - 0.317dummy + 0.006trend - 0.032prodtr + 1.023prodeu$ (118.64) (-4.15) (5.21) (-0.47) (1.023)
GH-4 ^d	$reer = 4.381 - 0.258dummy + 0.012trend - 0.005dumtrend - 0.004prodtr - 0.049dumprodtr + 0.109prodeu + 1.123dumprodeu$ (47.33) (-2.20) (1.52) (-0.70) (-0.03) (0.25) (0.11) (1.07)

^a18 numaralı denklemden elde edilen regresyon sonuçlarıdır. ^b19 numaralı denklemden elde edilen regresyon sonuçlarıdır. ^d21 numaralı denklemden elde edilen regresyon sonuçlarıdır. t istatistikleri parantez içerisinde gösterilmektedir.

yer almaktadır. GH-1 modelinde kırılma dönemi istatistiksel olarak anlamlı olup ve Avrupa'nın göreceli verimliliğinde bir artış, B-S hipotezinin öngörüsünün aksine, TL'nin reel değerlenmesine neden olmaktadır. Bütün değişkenlerin logaritmik olduğu dikkate alındığında Avrupa'nın göreceli verimlilikteki %1'lik bir değişme TL'nin reel değerini %1,45 arttırdığına işaret etmektedir. GH-2 modelinde ise kırılma dönemini ifade eden kukla değişken ve trend anlamlı iken göreceli verimlilik farklılıkları istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. GH-4 modeli uzun dönemli ilişkinin bulunmadığı GH-3 modelinin genişletilmiş hali olarak düşünüldüğünde katsayıların birçoğunun anlamsız çıkması şaşırtıcı değildir.

ARDL Yaklaşımı

Bu bölümde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olup ARDL sınır testiyle sınanmaktadır. G-H tarafından tahmin edilen dört model ve kırılma dönemleri dikkate alınarak sınır testinin gerçekleştirileceği ARDL modelleri oluşturulmuştur.

ARDL sınır testinin uygulanması için ilk olarak gecikme uzunluğu VAR modeli çerçevesinde AIC kullanılarak belirlenmiştir. Burada GH 1-4 modelleri için bulunan kırılma tarihleri kullanılarak, uygun kukla değişkenler oluşturulup, sadece sabit terimde ve hem sabit terim hem de trendde kırılmaya izin verecek şekilde VAR modeline dışsal değişkenler

olarak dahil edilmiştir. Çalışmada incelediğimiz veri seti çeyrek dönemlik olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmıştır. Sonuçlar Tablo 5'de özetlenmektedir. Tablodaki gecikme sayısı Model 1 için 3, Model 2 için 2, Model 3 için 2 ve Model 4 için ise 5 olarak belirlenmiştir. LM testi seçilen gecikmeler için kalıntılarda otokorelasyon sorunu olmadığına işaret etmektedir.

Her bir model için hesaplanan F istatistikleri Tablo 6'da belirtilmektedir. Model 1 ve Model 2 için

hesaplanan F istatistiği üst kritik değerlerden daha büyük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden boş hipotez (%10, %5 düzeyinde) reddedilmekte, bu değişkenler arasında uzun dönemli bir düzey ilişkisinin olduğunu işaret etmektedir. Model 3 için bir karar verilememle birlikte Model 4 için test istatistiği belirsiz bölgenin de altında kalmaktadır. Değişkenler arasında düzey ilişkisinin saptandığı Model 1 ve Model 2 için uzun dönem katsayı tahminleri aşağıda sunulmaktadır.

Tablo 5. ARDL Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

k	Model 1				Model 2			
	AIC	SC	LM(2)	LM(4)	AIC	SC	LM(2)	LM(4)
1	309.65	294.46	3.04	2.82	306.50	288.27	4.57	6.55
2	312.01	287.71	0.67	1.26	313.29	285.95	4.57	5.57
3	312.94	279.51	1.66	2.21	312.49	276.03	6.74	5.58
4	308.59	266.06	3.30	2.76	311.38	265.81	10.18	6.04
5	310.04	258.39	0.66	1.31	313.19	258.71	1.21	1.71
6	307.70	246.94	0.48	1.34	309.44	245.65	1.10	1.68
7	307.85	237.98	0.46	0.52	306.78	233.87	0.62	0.63
8	303.91	224.93	0.68	0.72	301.83	219.81	0.42	0.48

p	Model 3				Model 4			
	AIC	SC	LM(2)	LM(4)	AIC	SC	LM(2)	LM(4)
1	305.30	290.11	2.53	2.91	306.56	285.29	4.28	6.73
2	308.57	284.26	0.64	2.43	313.21	282.83	4.16	4.79
3	304.71	271.29	0.74	1.14	318.09	275.59	6.47	5.12
4	303.66	261.13	2.77	1.74	321.50	272.89	8.61	5.50
5	303.52	251.87	1.17	1.08	322.96	265.24	2.07	2.72
6	303.07	242.31	2.08	1.58	321.64	254.80	2.40	3.22
7	306.19	236.31	1.07	1.22	319.22	243.27	1.30	2.03
8	302.96	223.97	1.61	2.31	317.32	232.25	0.41	0.77

AIC: Akaike Bilgi Kriteri; SC: Schwarz Bilgi Kriteri; k: VAR modeli gecikme uzunluğu; LM(2) ve LM(4): Hata terimlerinde ikinci ve dördüncü sıra otokorelasyon olup olmadığına dair Lagrange Çarpanı (LM) testi sonuçlarıdır.

Tablo 6. Uzun Dönemli İlişkinin Belirlenmesi İçin F İstatistiği¹¹

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Hesaplanan F İstatistiği	5.62*	8.48**	4.38	5.56

Örnekleme göre düzeltilmiş kritik değerler: (**) %5: Model 1 için: 4.75-5.84; Model 2 için: 6.08-6.96; Model 3 için: 5.06-5.88; Model 4 için: 6.66-7.74; (*) %10: Model 1 için: 3.93-4.90; Model 2 için: 5.08-5.92; Model 3 için: 4.18-4.96; Model 4 için: 5.68-6.64. (Microfit 5.0'da hesaplanmıştır).

11 Model 1, 2, 3, 4 sırasıyla 18, 19, 20, 21 numaralı denklemlere VAR modelinden seçilen gecikmeler eklenerek tahmin edilmiştir.

Uzun Dönem İlişkisi

Model 1 ve Model 2 için eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra kısa ve uzun dönemli ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri değişkenlerin farklı gecikme uzunluklarına izin verilerek yeniden oluşturulmuştur.

Model 1 için değişkenler arasındaki uzun dönem katsayılarının tahmininde kullanılan ARDL modeli aşağıda belirtilmektedir¹².

$$reer_t = c_0 + c_1 dum2007 + \sum_{i=1}^m \beta_i reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i prodeu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Tablo 7. ARDL (2, 5, 0) Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t - istatistiği	p - değeri
sabit terim	3.032	0.585	5.188	0.000
dum2007	0.085	0.027	3.100	0.003
reer(-1)	0.703	0.140	5.009	0.000
reer(-2)	-0.432	0.135	-3.187	0.003
prodtr	0.100	0.121	0.823	0.415
prodtr(-1)	-0.629	0.146	-0.431	0.668
prodtr(-2)	0.082	0.146	0.562	0.577
prodtr(-3)	-0.240	0.148	-1.631	0.110
prodtr(-4)	0.189	0.169	1.118	0.269
prodtr(-5)	-0.299	0.145	-2.064	0.045
prodeu	1.356	0.303	4.475	0.000

R² = 0.91 Düzeltilmiş R² = 0.89 AIC = 78.03 SC = 66.89 F(10,45)=89.20 (0.000)

Maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak alındığı modelde AIC kriteri kullanılarak ARDL(2, 5, 0) modeli tahmin edilmiştir. Tablo 7'de ARDL(2, 5,

0) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 8'de yer almaktadır.

Tablo 8. ARDL (2, 5, 0) Modelinden Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t - istatistiği	p - değeri
sabit terim	4.160	0.716	58.105	0.000
dum2007	0.117	0.028	4.083	0.000
prodtr	-0.317	0.138	-2.290	0.027
prodeu	1.861	0.231	8.046	0.000

R² = 0.91 Düzeltilmiş R² = 0.89 AIC = 78.03 SC = 66.89 F(10,45)=89.20 (0.000)

Uzun dönem sonuçlara göre, Türkiye'nin, Avrupa'nın görece verimlilikleri ve düzeyde kırılmayı ifade eden kukla değişken istatistiksel olarak anlamlıdır. Dum2007 kukla değişkenin katsayısı 2007:Q4 döneminde TL'nin reel değerinde 0.117'lik bir artış olduğunu göstermektedir. Türkiye'nin ekonomik verileri, enflasyonun düşüş trendinde olmakla birlikte Avrupa'ya kıyasla yine de yüksek olduğu bu dönemde, nominal döviz kurunun en düşük seviyelerine işaret etmektedir. Ancak, önsel beklentilerin aksine, uzun dönemde Türkiye'nin görece verimliliğinde %1'lik

artış reel döviz kuru üzerinde % 0.32'lik değer kaybına yol açarken Avrupa'nın görece verimliliğinde %1'lik artış ise reel döviz kuru üzerinde %1.86'lık değerlenme yaratmaktadır.

Model 2 için değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayıların tahmininde kullanılan ARDL modeli aşağıda belirtilmektedir¹³.

12 Kırılma dönemini belirten dum2007 değişkeni:2007:4-2010:4=1, diğer yıllar=0.

13 Kırılma dönemini belirten dum2007 değişkeni:2000:3-2010:4=1, diğer yıllar=0

$$reer_t = c_0 + c_1 dum2000 + c_2 trend + \sum_{i=1}^m \beta_i reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i prodeu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Tablo 9'da Model 2 için seçilen ARDL (2, 0, 0) tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 10'da sunulmaktadır.

Tablo 9. ARDL (2, 0, 0) Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t - istatistiği	p - değeri
sabit terim	2.846	0.522	5.446	0.000
dum2000	-0.091	0.324	-2.815	0.007
trend	0.005	0.001	3.350	0.002
reer(-1)	0.687	0.132	5.205	0.000
reer(-2)	-0.347	0.125	-2.777	0.008
prodtr	-0.007	0.068	-0.110	0.913
prodeu	0.640	0.267	2.394	0.021

R² = 0.90 Düzeltilmiş R² = 0.89 AIC = 80.86 SC = 73.77 F(6,49) = 7.78 (0.000)

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

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t - istatistiği	p - değeri
sabit terim	4.309	0.052	83.400	0.000
dum2000	-0.138	0.443	-3.116	0.003
trend	0.007	0.002	4.130	0.000
prodtr	-0.011	0.104	-0.110	0.913
prodeu	0.640	0.267	2.394	0.021

R² = 0.90 Düzeltilmiş R² = 0.89 AIC = 80.86 SC = 73.77 F(6,49) = 7.78 (0.000)

Elde edilen sonuçlara göre kırılma dönemi, trend ve Avrupa'nın görel verimliliği istatistiksel olarak anlamlı iken Türkiye'nin görel verimliliğinin ise anlamlı olmadığı görülmektedir. Teorik beklentilerin aksine Türkiye ve Avrupa'nın verimliliğine ilişkin hem G-H'dan hem de Model 1'den elde edilen sonuçlar uyumludur. Avrupa'nın görel verimliliğinin etkisi Model 1'e göre düştüğü gözlemlenmektedir. Kukla değişkene ait katsayının negatif olması 2000:Q3 döneminde ulusal paranın değer yitirmesi yönünde, ancak trendin pozitif olması bu değer

yitirme sonrasında ulusal paranın değer kazanmaya devam ettiğini göstermektedir. Bu durum söz konusu döneme ilişkin Türkiye'nin ekonomik tecrübeleriyle de uyumludur.

Kısa Dönem İlişkisi

Tahmin edilen uzun dönem ilişkiden elde edilen hata terimleri kullanılarak kısa dönemli ilişki ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli ile araştırılmaktadır. Model 1 ve Model 2 sırasıyla aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.

$$\Delta reer_t = c_0 + c_1 dum2007 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i \Delta prodeu_{t-i} + c_3 ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

$$\Delta reer_t = c_0 + c_1 dum2000 + c_2 trend + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta prodtr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \chi_i \Delta prodeu_{t-i} + c_3 ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Modelde yer alan hata düzeltme terimi (ecm_{t-1}) uzun dönemli ilişkiden elde edilen hata teriminin bir dönemli gecikmeli değerini gösterir. Başka bir deyişle $t-1$ döneminde uzun dönemli ilişkiden sapmayı göstermektedir.

Kısa dönem ilişkiyi ele alan model uzun dönem modelde olduğu gibi seçilmiş ve Model 1 için ARDL (2, 5, 0) formunda tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları

Tablo 11'da gösterilmektedir. Sonuçlardan görüldüğü gibi hata düzeltme teriminin işareti beklendiği üzere negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Analiz döneminde dengeden sapmanın gelecek dönemde düzeltilmekte olduğunu göstermektedir. Oluşacak bir dengesizliğin ilk dönemde yaklaşık olarak %73'nün düzeltileceğini, dengeye hızla yaklaşacağını göstermektedir.

Tablo 11. ARDL (2, 5, 0)'dan Elde Edilen Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t - istatistiği	p - değeri
sabit terim	3.032	0.585	5.188	0.000
dum2007	0.085	0.027	3.100	0.003
dreer(-1)	0.432	0.135	3.188	0.003
dprodr	0.100	0.121	0.823	0.415
dprodr(-1)	0.268	0.144	-1.86	0.069
dprodr(-2)	0.350	0.135	2.600	0.013
dprodr(-3)	0.109	0.133	0.822	0.415
dprodr(-4)	0.299	0.145	2.064	0.045
dprodeu	1.356	0.303	4.475	0.000
ecm(-1)	-0.729	0.140	-5.217	0.000

$R^2 = 0.42$ Düzeltilmiş $R^2 = 0.28$ AIC = 78.03 SC = 66.89 F(9,46) = 3.579 (0.002)

Reel döviz kurunun 1'inci gecikmesi, Türkiye'nin görece verimliliğinin 1'inci, 2'nci ve 4'üncü gecikme katsayıları teorik beklentilerle uyumlu olarak pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Avrupa'nın görece verimlilik katsayısı ise istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte reel döviz kuru üzerindeki etkisi uzun dönem sonuçlarla tutarlı olarak teorik beklentileri desteklememektedir. Kırılma dönemini gösteren kukla değişken katsayısının pozitif ve istatistiksel olarak

anlamlıdır ve 2007 sonrasında reel efektif döviz kurunun değerlendirme hızının arttığına işaret etmektedir.

Model 2'de kısa dönem katsayıları uzun dönem için olduğu gibi ARDL (2, 0, 0) formunda tahmin edilmiştir. Sonuçlar Tablo 12'de verilmiştir. Kısa dönemde, Türkiye'nin görece verimliliği hariç, bütün katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve uzun dönem dengeden bir sapmanın bir dönem sonra %66'sının yok olacağını göstermektedir.

Tablo 12. ARDL (2, 0, 0)'dan Elde Edilen Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t - istatistiği	p - değeri
sabit terim	2.846	0.522	5.446	0.000
dum2000	-0.091	0.324	-2.815	0.007
Trend	0.005	0.001	3.350	0.002
dreer(-1)	-0.347	0.125	-2.777	0.008
dprodr	-0.007	0.068	-0.110	0.913
dprodeu	0.640	0.267	2.394	0.021
ecm(-1)	-0.660	0.121	-5.468	0.000

$R^2 = 0.42$ Düzeltilmiş $R^2 = 0.28$ AIC = 78.03 SC = 66.89 F(9,46) = 3.579 (0.002)

Sonuç

Bu çalışmada EU-27 ülkelerinin referans olarak alındığı Türkiye Ekonomisi için görece sektörel verimlilik farklılıklarındaki değişimin reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisi incelenmiştir. Analizde ilk olarak reel efektif döviz kuru serisinin trend durağan olduğu fakat Türkiye ve Avrupa'nın görece verimliliklerinin yapısal kırılmalar dikkate alınsa dahi durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Reel efektif döviz kurunun güçlü hafızaya sahip olabileceği yönündeki işaretler dikkate alınarak¹⁴ seriler arasında G-H kırılmalı eşbütünleşme testleri ile sınanmıştır. Ayrıca, değişkenlerin farklı düzeylerde bütünlük olması durumunda uzun dönemli düzey ilişkisini sınamaya olanak tanıyan ARDL sınır testi uygulanmıştır. Analiz sonuçlarına göre gerek G-H gerekse de ARDL sınır testinden elde edilen sonuçlar Türkiye'de reel efektif döviz kurunun B-S hipotezinin öngördüğü şekilde hareket etmediğine işaret etmektedir. Tespit edilen yapısal kırılmaların dikkate alınması da bu sonuçları değiştirmemektedir.

Kullandığımız veri seti, dönem ve uyguladığımız ekonometrik yöntemler TCMB'nın 2006 Yılı Enflasyon Görünümü II raporunda belirttiği TL'deki değerlenmenin kaynağının son yıllarda ticarete konu olan sektörlerdeki hızlı verimlilik artışı olduğu savını destekler sonuçlar vermemektedir.

Döviz kurunu belirleyen faktörler arasında yer alan sermaye hareketleri, dış ticaret hadlerindeki değişimler, dağıtım sürecinde katma değer, piyasa fiyatlandırma davranışı, piyasa yapısı, yurt içi eğilim gibi birçok faktör bu çalışmada dikkate alınmamıştır. B-S hipotezinin ruhuna uygun olarak analizde yukarıdaki faktörler ve talep faktörleri ihmal edilmiş teori sadece arz yönlü sınanmıştır. Son dönemlerde iç talep büyümesi, ithalatın hızla artması ve bu artışın yurt içindeki fiyatlama üzerinde oluşturduğu baskı reel efektif kurun değerlendirilmesinde etkili olabilir. İleriki çalışmalar reel kur hareketlerini açıklayabilmek için arz yanlı klasik B-S hipotezinde hem talep hem de mikro faktörleri analize dahil eden eklektik modellerde yoğunlaşması gerekmektedir.

14 ADF ve KPSS testlerinin tam uyumlu sonuçlar vermemekte ve reel döviz kuru serisinin otokorelasyonları 31 gecikmeye kadar anlamlı görülmektedir.

Kaynakça

- Alper, A. M. ve Civcir, I. (2012).** Can Overvaluation Prelude to crisis and Harm Growth in Turkey, *Journal of Policing Modeling*, 34, 1, 112-131.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Nasir, A. (2001).** Panel data and Productivity Bias "Hypothesis, *Economic Development and Cultural Change*, 49, 4, 395-402.
- Balassa, B. (1964).** Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *The Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Bhagwati, J. N. (1984).** Why are services cheaper in the poor Countries, *The Economic Journal*, 94, 279-286.
- Blazkiewicz, M. , Przemyslaw, K. , Rawdanowicz, L.W. ve Wozniak, P. (2004).** Harrod-Balassa-Samuelson Effect in Selected Countries of Central and Eastern Europe, *Center for Social and Economic Research, CASE Reports*, 57.
- Canzoneri, M. B. , Cumby, R.E. ve Diba, B. (1999).** Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence For a panel of OECD Countries, *Journal of International Economics*, 47, 245-266.
- Choudhri, E. U. ve Khan, M. S. (2004).** Real Exchange Rates In Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effect Present?, *IMF Working Paper* , 04, 188.
- Chowdhury, K. (2007).** Balassa-Samuelson Effect Approaching Fifty Years: Is it Retiring Early in Australia?, <http://ro.uow.edu.au/commwkpapers/176>.
- Cipriani, M. (2001).** The Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies, *Mimeo IMF*.
- Corsetti, G. ve Dedola, L. (2005).** A Macroeconomics of International Price Discrimination, *Journal of International Economics*, 67,129-155.
- Coudert, V. (2004).** Measuring the Balassa-Samuelson Effect for the Countries of Central and Eastern?, *Banque DeFrance Bulletin*, 122.
- Çeliku E. ve Hoxholli, R. (2007).** An Estimation of Balassa Samuelson Effect in Albania, *Bank of Albania*.
- De Broeck, M. ve Slok, T. (2001).** Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries, *IMF Working Paper*, 56.

- De Gregorio, J. , Giovannini, A. ve Wolf, H. (1994).** International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation, *European Economic Review*, 38, 1225-1224.
- Dickey, D. ve Fuller, W. A. (1981).** Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dimutru, I. ve Jianu I. (2009).** The Balassa Samuelson Effect in Romania: The Role of Regulated Prices, *European Journal of Operational Research*, 194, 873-887
- Drine, I. ve Rault, C. (2003).** Do Panel Data Permit the Rescue of the Balassa-Samuelson Hypothesis for Latin American Countries, *Applied Economics*, 35, 351-359.
- Drine, I. ve Rault, C. (2005).** Can The Balassa –Samuelson Theory Explain Long-Run Real Exchange Rate Movements in OECD Countries? , *Applied Financial Economist*, 15, 519-530.
- Égert, B. Drine I. , Lommatzsch, K ve Rault, C. (2003).** The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe Myth or Reality?, *Journal of Comparative Economies*, 31, 552-572.
- Égert, B. (2002).** Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in Transition: Do we Understand What We See?, *Economics of Transition*, 10 (2), 273–309.
- Égert, B. (2003).** Nominal and Real Convergence in Estonia: The Balassa Samuelson (dis) connection, *William Davidson Institute Working Paper*, 556.
- Égert, B. (2005).** Balassa-Samuelson Meets South Eastern Europe, the CIS and Turkey: A Close Encounter of the Third Kind?, *William Davidson Institute Working Paper*, 796, 1-20.
- Égert, B. , Halpern, L. ve MacDonald R. (2006).** Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues”, *Journal of Economic Surveys*, 20, 2, 257-324.
- Enflasyon Görünümü Raporu II, (2006).** Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
- Faria, J. R. ve Ledesma, M.L. (2003).** Testing the Balassa-Samuelson Effect: Implications for Growth and PPP, *Journal of Macroeconomics*, 25, 241–253.
- Funda, J, Lukinic, G. ve Ljubaj, I. (2007).** Assessment of the Balassa-Samuelson Effect in Croatia, *Financial Theory and Practice*, 31, 4, 321-351.
- Genius, M. ve Tzouvelekas, V. (2008).** The Balassa Samuelson Productivity Bias Hypothesis: Further Evidence Using Panel Data, *Agricultural Economics Review*, 9, 2, 31-41.
- Ghironi, F. ve Melitz, M. (2004).** International Trade and Macroeconomics Dynamics with Heterogeneous Firms, *NBER Working Paper*, 10540.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996a).** Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996b).** Tests for the Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 3, 555-560.
- Guo, Q. (2010).** The Balassa Samuelson Model of Purchasing Power Parity and Chinese Exchange Rates, *China Economic Review*, 21, 334-345 .
- Harrod, R. F. (1933).** *International Economics*, Nisbet & Cambridge University Press.
- Hsieh, D. A. (1982).** The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach, *Journal of International Economics*, 12, 355–362.
- Jaunky, V. C. (2008).** The Real Exchange Rate and Productivity Differentials: A Panel Cointegration Approach, *Applied Economic Letters*, 15, 313-318.
- Katsimi, M. (2004).** Inflation Divergence in the Euro Area: The Balassa-Samuelson Effect, *Applied Economics Letters*, 11, 329-332.
- Konopczak, K. ve Torój, A. (2010).** Estimating the Baumol-Bowen and Balassa- Samuelson Effects in the Polish Economy- a Disaggregated Approach, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 2, 117-150.
- Kovács, M. A. (2002).** On the Estimated Size of the Balassa-Samuelson Effect in Five Central and Eastern European Countries, *National Bank of Hungary Working Paper*.

- Kravis, I. B. ve Lipsey, R. E. (1983).** Toward an Explanation of National Price Levels, *Princeton Studies in International Finance*, 52.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt P. ve Shin Y., (1992).** Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178
- Lojschova, A. (2003).** Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies, *Vienna: Institute for Advanced Studies*.
- Lommatzsch, K. ve Tober, S. (2004).** The Inflation Target of the ECB: Does the Balassa Samuelson Effect Matter, *EUI Working Papers*, 19, 1-31.
- MacDanold, R. ve Ricci, L. (2005).** The Real Exchange Rate and The Balassa Samuelson Effect: The Role of the Distribution Sector, *Pacific Economic Review*, 10, 1, 29-48.
- Mejean, I. (2008).** Can Firms Location Decisions Counteract the Balassa Samuelson Effect?, *Journal of International Economics*, 76, 139-154.
- Mihaljek, D. (2002).** The Balassa-Samuelson effect in central Europe : a disaggregated analysis, *8th Dubrovnik Economic Conference*.
- Mihaljek, D. ve Klau, M. (2003).** The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: A Disaggregated Analysis, *BIS Working Paper*, 143, 1-27.
- Obstfeld, M. ve Rogoff K. (1996).** *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Officer, L. H. (1976).** The Productivity Bias in Purchasing Power Parity: An Econometric Investigation, *IMF Staff Paper* 23, 545-579
- Özçiçek, Ö. (2006).** Türkiye'de Sektörler Arası Verimlilik Farkının Enflasyon ve Reel Kur Üzerindeki Etkisi, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6,1, 145-158.
- Palic, M. (2008).** Is the Balassa Samuelson Effect Still Relevant Factor of Real Appreciation: Lessons for South Eastern European Countries?, <http://www.esce.fr/dlw/recherche/ArticlesColl2008/Palic.PDF>.
- Peltonen, T. Ve Sager, M. (2009).** Productivity Shocks and Real Exchange Rate: A Reappraisal, *European Central Bank Working Paper Series*, 1046.
- Pesaran, M. H. , Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001).** Bound Testing Approaches to the Analysis of Long-Run Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Ramonov, D. (2003).** The Real Exchange Rate and the Balassa-Samuelson Hypothesis: An Appraisal of Israel's Case Since 1986, Research Department Bank of Israel <http://www.bankisrael.gov.il>
- Restout, R. (2009).** The Balassa Samuelson Model in General Equilibrium With Mark-up Variations, *Document De Travail Working Papers*, 39, 1-25.
- Rogoff, R. (1992).** Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate, *NBER Working Papers Series*, 4119, 1-34.
- Samuelson, P. A. (1964).** Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics*, 46, 2, 145-54.
- Sen, A. (2003).** On Unit Root Tests When the Alternative is a trend Break Stationary Process", *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 1, 174-184.
- Solones, G. J. , Portero, S. I. ve Flores, T. F. (2008).** Beyond the Balassa Samuelson Effect in Some New Member States of the European Union, *Economic Systems*, 32, 17-32.
- Tica, J. ve Druzic, I. (2006).** The Harrod-Balassa-Samuelson Effect: A Survey of Empirical Evidence, *FEB Working Papers*, 06, 07, 1-37.
- Yıldırım, A. (2007).** Samuelson-Balassa Hipotezi Ve Reel Döviz Kuru: Türkiye, ABD, İngiltere, Fransa ve Almanya İçin Sınanması, *Finans Politik & 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.
- Zumer, T. (2002).** Estimation of the Balassa Samuelson Effect in Slovenia, *Prikazi in Analize X/1*, 20-29.

EK
Tablo 1. Balassa Samuelson Hipotezine Yönelik Ampirik Çalışmalar

Yazarlar	Ülke sayısı	Period	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Verimlilik Ölçütü	Kullanılan Yöntem	İşaret
Balassa (1964)	12	1960	RER	Y_{pc}	Y_{pc}	EKK	(+)
Officier (1976)	15	1950-1973	RER	Verimlilik	Y_{pc}	EKK	(+)
Rogoff (1992)	2	1975:Q1-1990:Q3	RER	Verimlilik, kh, poi, CA	Y/L	EKK	(+)
DeGregorio ve diğ. (1994)	14	1970-1985	RER	Verimlilik, kh	TFP	SUR	(+)
Canzoneri ve diğ. (1999)	13	1960-1993	P_N/P_T , RER	Verimlilik, fiyat düzeyi	Y/L	EKK, FMOLS	(+)
Bahmani-Oskooee ve Nasir (2001)	69	1960-1990	RER	Verimlilik	Y/L	Panel	(+)
Cipriani (2001)	10	1995:Q1-1999:Q4	RER	Verimlilik farklılıkları,	Y/L	EKK	(+)
DeBroeck ve Slok (2001)	25	1990-1998	REER	Verimlilik, dışa açıklık, DTH	Y/L	Panel	(+)
Zumer (2002)	1	1993-2001	P_N/P_T	Verimlilik	Y/L	EKK	0,7
Egert ve diğ. (2003)	5	1995:06-2000:12	REER	Verimlilik büyümesi	Y/L	VAR, Eşbütümlenme	(-,+)
Faria ve Ledesma (2003)	4	1960:Q1-1996:Q4	P_N/P_T	Verimlilik	Y/L	ARDL	(-)
Lojschova (2003)	4	1995:Q1-2000:Q4	P_N/P_T	Verimlilik farklılıkları	TFP	EKK, Panel	(+)
Ramonow (2003)	1	1986-2002	RER	Verimlilik farklılıkları, DTH	Y/L	EKK	0,68-0,83

Tablo 1. Balassa Samuelson Hipotezine Yönelik Ampirik Çalışmalar (Devamı)

Yazarlar	Ülke sayısı	Period	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Verimlilik Ölçütü	Kullanılan Yöntem	İşaret
Choundri ve Khan (2004)	16	1970-2002	REER	Verimlilik farklılıkları, DTH	Y/L	DOLS	(+)
Katsimi (2004)	7	1970-1996	P_N/P_T	Verimlilik, ücret düzeyleri	TFP	VAR, FMOLS	(+)
Drine ve Rault (2005)	12	1970-2002	REER, P_N/P_T	Y_{pc} , verimlilik farklılıkları	Y/L	VAR, Eşbütünleşme	(+)
Egert (2005)	6	1991-2003	P_N/P_T	Verimlilik	Y/L	ARDL, DOLS	(-)
Celiku ve Hoxholli (2007)	1	1998:Q1-2006:Q4	P_N/P_T	Verimlilik farklılıkları	Y/L	VECM, Eşbütünleşme	
Chowdhury (2007)	1	1950-2003	REER	Verimlilik	Y/L	ARDL, DOLS, ECM	5.58
Yıldırım (2007)	5	1980-2003	REER	Verimlilik farklılıkları	Y/L	EKK	(-)
Genius ve Tzouvelekas (2008)	59	1965-1992	REER	Verimlilik farklılıkları	Y/L	Panel	0,25
Jaunsky (2008)	9	1970-1994	REER	Verimlilik farklılıkları, DTH, kh, poil	Y/L	Panel eşbütünleşme	(+)
Majean (2008)	16	1981-1999	REER	NFA, birim işgücü maliyeti, verimlilik	Y/L	Panel eşbütünleşme, DOLS	(+)
Palic (2008)	9	1995:Q1-2007:Q3	P_N/P_T	NER, verimlilik farklılığı	Y/L	FMOLS, DOLS, PMGE	0,47
Solones ve diğ. (2008)	12	1995:Q1-2004:Q3	REER	Verimlilik farklılıkları	Y/L	Panel eşbütünleşme	(-)
Dimutru ve Jianu (2009)	1	1997:Q1-2006:Q2	Görelî farklılıkları	fiyat	TFP	VECM, Eşbütünleşme	(+) 2,46
Restout (2009)	13	1970-2004	P_N/P_T	Verimlilik, kh	TFP	FMOLS, EKK	(-)
Guo (2010)	1	1985-2006	REER, $REER_{bt}$	Fiyat ve verimlilik farklılıkları	TFP	FMOLS, Pedroni eşbütünleşme	(+)

Y/L: Ortalama işgücü verimliliği; NER: Nominal döviz kuru; REER: Reel döviz kuru; REER: Reel efektif döviz kuru; TFP: Toplam faktör verimliliğini; Y_{pc} : Kişi başı gelir; NFA: Net dış varlıklar; CA: Cari açık; DTH: Dış ticaret hadleri, kh: Kamu harcaması, poil: Petrol fiyatı olarak ifade edilmektedir.

Serilerin Grafikleri

