

YÜKSELEN SANAYİ EKONOMİLERİNDE BALASSA-SAMUELSON HİPOTEZİ: PANEL VERİ ANALİZİ

Doç. Dr. Ali ALTINER¹

Doç. Dr. Eda BOZKURT²

ÖZET

Verimlilik farklarına göre uzun dönem reel döviz kuru hareketlerini açıklayan Balassa-Samuelson Etkisi ampirik literatürde hala önemini korumaktadır. İlgili çalışmalarda, ülkelerin ekonomik gelişmişlik düzeyine bağlı olarak farklı sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu çalışmada panel veri analizi ile 27 Yükselen Sanayi Ekonomisi için 1992-2019 yılları arasında Balassa-Samuelson (BS) hipotezinin geçerliliği test edilmiştir. Çalışmada, ülkelere özgü yapılan analizlerde ilk olarak yatay kesit birimleri arasındaki bağımlılık incelenmiş ve ardından birim kök testi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara bağlı olarak uygulanan Westerlund (2007) ECM bootstrap eşbütünleşme testi ile göreceli verimlilik ve reel efektif döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı kanıtlanmıştır. Son olarak panel AMG yöntemiyle yapılan katsayı tahmini sonuçları, bazıları dışında ülkelerin büyük çoğunluğunda BS hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca Arjantin, Endonezya ve Bulgaristan'da BS etkisinin diğer ülkelere göre çok daha yüksek olduğu görülmüştür..

Anahtar Kelimeler: Balassa-Samuelson Etkisi, Reel Efektif Döviz Kuru, Verimlilik, Panel Veri Analizi.

BALASSA-SAMUELSON HYPOTHESIS IN EMERGING INDUSTRIAL ECONOMIES: PANEL DATA ANALYSIS

ABSTRACT

Balassa-Samuelson Effect, which explains real exchange rate movements according to productivity differences, still maintains its importance in empirical literature. In related studies, different results can be obtained depending on the economic development level of the countries. In this study, the validity of Balassa-Samuelson Effect was tested between 1992 and 2019 for 27 emerging industrialized countries with panel data analysis. In the study, in country-specific analyzes, firstly, the dependency between cross-section units was examined and then unit root test was performed. The Westerlund (2007) ECM bootstrap cointegration test, which is applied depending on the results obtained, proved the existence of a long-term relationship between relative productivity and real effective exchange rate variables. Finally, the results of the coefficient estimation made by the panel AMG method revealed that the BS hypothesis is valid in most of the countries except some. In addition, it has been observed that the BS impact in Argentina, Indonesia and Bulgaria is much higher than in other countries.

Keywords: Balassa-Samuelson Effect, Real Effective Exchange Rate, Productivity, Panel Data Analysis.

¹ Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, ORCID:0000-0001-7362-8198
ali.altiner@erdogan.edu.tr

² Atatürk Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi Dış Ticaret Bölümü, ORCID: 0000-0001-7158-8049
edabozkurt@atauni.edu.tr

GİRİŞ

Yabancı paraların fiyatı olarak bilinen döviz kuru diğer iktisadi göstergelerle yakından ilişkilidir. Birçok iktisadi parametrenin hareketi döviz kuruna bağlı olarak gözlemlenmektedir. Örneğin milli geliri artan ülkelerde mal ve hizmetlere olan talep artacağı için ithalat artmaktadır. Bu da dövize olan talebi yükseltmektedir. Öte yandan döviz kuru ithalatla birlikte dış ticarete önemli bir yer tutmaktadır. İthalat, ihracat, dış ticaret hacmi ve fiyatlar döviz kuruyla belirlenmektedir. Ülkelerin dış borçları yine döviz kuru üzerinden ödenmektedir. Ekonomilerdeki güven ve istikrar bile döviz hareketlerine yansımaktadır. Kısacası döviz kurları özellikle gelişmekte olan ülkelerde önemli rol üstlenmektedir.

Döviz kurları ile farklı ülkelerde üretilen mal ve hizmetlerin fiyatlarının karşılaştırılması mümkün olmaktadır. Bu sebeple denge döviz kurunun belirlenmesine yönelik literatürde özel bir alan oluşturulmuştur. Konunun açıklanmasına yönelik temel olarak Satın Alma Gücü Paritesi (SGP) Yaklaşımı kullanılmaktadır. Döviz kuru ile fiyatlar arasındaki ilişki SGP ile özetlenmektedir. Söz konusu bir ülkede para biriminin satın alma gücü fiyat seviyesinin ya da seçilen bir mal ve hizmet sepetinin parasal değeri olarak kabul edilmektedir. Bu yüzden SGP yaklaşımı, yurtiçi fiyatlardaki artışın sebep olduğu ülke parasının satın alma gücündeki düşüşün, döviz piyasasında yurtiçi para biriminin değerinin oransal olarak düşürülmesiyle düzeltilip düzeltilmeyeceğini araştırmaktadır (Krugman ve Obstfeld, 2003:390).

SGP'nin en basit görüşü Tek Fiyat Kanunu'dur. Tek Fiyat Kanunu taşıma giderlerinin ve ticaret engellerinin bulunmadığı durumda, ortak para birimiyle homojen malların ülkeler arasında aynı maliyete ve aynı fiyatlara sahip olduğu esasına dayanmaktadır. Tek Fiyat Kanunu pratikte her zaman geçerli değildir. Örneğin, taşıma maliyetleri homojen malların farklı fiyattan alınıp satılmasına sebep olurken, tarife vb. kısıtlamalar ticarete engelleyici etki yapmaktadır. Kısacası uluslararası ticaret daha karmaşıktır. Bu sebeple Mutlak SGP, Tek Fiyat Kanunu yerine kullanılmaktadır (Hakkio, 1992:37-38). Mutlak SGP, ortak bir para birimi cinsinden fiyat seviyelerinin dünyanın her yerinde eşit olması varsayımı ile hareket etmektedir. Teoriye göre bir birim yerli para aynı satın alma gücüne sahiptir (Shapiro, 1990:101). Mutlak SGP, enflasyon oranlarını dikkate almadığı için denge döviz kurunu açıklamakta yetersiz olarak kabul edilmektedir. Mutlak SGP'ye ait eksikliklerin giderilmesi için fiyat ve döviz kurları değişimlerinin ele alındığı Göreceli SGP geliştirilmiştir. Göreceli SGP yaklaşımı fiyatlar ve döviz kurunun, her bir para biriminin yurtiçi ve yurtdışı satın alma gücü oranını muhafaza edecek şekilde değiştiğini varsaymaktadır. Yani döviz kuru enflasyon oranlarındaki farklılığa bağlıdır. Bir para biriminin dış piyasalardaki değeri yurtiçi ve yurtdışı enflasyon oranı arasındaki farka eşit bir oranda azalma ya da artma eğilimindedir (Hakkio, 1992:39).

Az gelişmiş ülkelerde SGP yaklaşımı ampirik olarak test edildiğinde bu ülkelerin paralarının değerlerinin düşük olduğu tespit edilmiştir. Bazı araştırmalarda doların aşırı değerli durumunun devalüasyonla düzeltilebileceği öngörülmüştür. Buradan hareketle döviz kuru ve SGP'nin uluslararası boyutta karşılaştırılması sorunu belirlemiştir (Balassa, 1964:585). Böylece SGP'den sapmaları açıklamak için başka bir yaklaşıma ihtiyaç duyulmuştur.

Harrod (1933) tarafından ortaya atılıp daha sonra Balassa (1964) ve Samuelson (1964) tarafından geliştirilen Balassa-Samuelson Hipotezi uluslararası fiyatlar ve reel döviz kurlarının oluşumunu yeni bir bakış açısıyla açıklamıştır. Küresel piyasalarda finansal ürünler neredeyse kusursuz ve oldukça hızlı alınıp satılabilirken, reel ekonomide bilhassa hizmet sektöründe ülkeler arasında pek çok ürünün ticareti yapılamamaktadır. Aslında iki ülke arasındaki döviz kurları ile genel fiyat seviyelerinin mukayesesi yalnızca SGP'ye bağlı değil, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan malların göreceli fiyatlarındaki farklılıkları da yansıtmalıdır. İşte Balassa-Samuelson ülkeler arasındaki verimlilik farklılıklarını hesaba katabilmek için SGP yaklaşımını yeniden ele almışlardır (Chong vd., 2010:1).

Bu çalışmada, öncelikle Balassa-Samuelson Etkisine ait teorik temel anlatılmış ve sonrasında bu konuda yapılmış çalışmalara ait literatür özeti sunulmuştur. Ardından veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılmış olup, Balassa-Samuelson Etkisinin geçerliliğini test etmek üzere uygulanan panel veri analizine ait bulgular raporlanmıştır. Son olarak genel bir değerlendirme ile çalışma nihayete erdirilmiştir. Ele alınan ülke seti ve uygulanan ekonometrik yöntem bakımından çalışmanın sonuçlarının ilgili literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

1. BALASSA-SAMUELSON MODELİ

Balassa-Samuelson Modeli temelde gelişmiş ülkelerle daha az gelişmiş ülkeler arasındaki fiyat farkını açıklayan bir hipotezdir. Bir başka deyişle Balassa-Samuelson Etkisi ticarete konu olan mallardaki verimlilik artışlarının ücretler vasıtasıyla ticarete konu olmayan malların fiyatlarını artırmaya bağlı olarak iki grup ülke arasında oluşan fiyatlar genel düzeyi farklılığıdır. Teori, iktisadi yazında Balassa-Samuelson Modeli, Balassa-Samuelson Hipotezi, Balassa-Samuelson Etkisi gibi birçok isimlendirme ile anılmakta olup, çalışma boyunca Balassa-Samuelson Etkisi (BSE) kullanımı tercih edilmiştir.

BSE'nin çalışma mekanizmasının anlaşılabilmesi için ilk olarak dayandığı varsayımların belirtilmesi gerekmektedir. BSE'nin varsayımları şöyle sıralanabilir (Harberger, 2003:5-6; Wagner, 2004:2; Macdoland ve Ricci, 2005:32; Egert, 2002:4; Ito, 1999:117-119; Küçükaksoy ve Çiftçi, 2017:82):

Varsayım 1: Ekonomide iki ülke ve iki sektör bulunmaktadır. Bu iki sektörde ticarete konu olan mallar ve ticarete konu olmayan mallar üretilmektedir. Ticarete konu olan mallar daha çok imalat sanayi ya da hammadde, ticarete konu olmayan mallar ise hizmet sektörü ve tarım sektörlerini kapsamaktadır. Ticarete konu olan sektörlerde tek fiyat kanunu geçerlidir. Bu iki ülke ve malda aynı üretim fonksiyonu kullanılmaktadır.

Varsayım 2: Sermaye ülkeler arasında tam hareketlidir.

Varsayım 3: Ticarete konu olan mallar için SGP geçerlidir. Fiyatlar uluslararası piyasada belirlenmektedir.

Varsayım 4: Sektörler arasında faktörler tam hareketlidir. Emek sektörler arasında, sermayenin dolaşımı ise hem sektör hem de ülkeler arasında serbesttir. Nominal ücretler ticarete konu olan mal sektöründe belirlenmektedir.

Varsayım 5: Emek piyasasında rekabetçi bir yapıdan söz edilebilir. Ticarete konu olan ve olmayan sektörlerde ücret otomatik olarak eşit düzeye gelmektedir.

Varsayım 6: Fiyat hareketleri ticarete konu olmayan sektörlerde verimlilik kaynaklıdır.

Varsayım 7: Ekonomi tam istihdam düzeyindedir.

Varsayım 8: Tam rekabet koşulları geçerlidir.

Varsayım 9: Ölçeğe göre sabit getiri mevcuttur.

Verimlilik farklarının ticarete konu olmayan mallar için yurtiçi görelî fiyatı belirlediği ve fiyat farklılıklarının SGP'den sapmaları gösterdiği durumda Balassa-Samuelson Etkisinin analitik olarak gösterilebilmesi için ticarete konu olan mallar (T) ve ticarete konu olmayan mallar (N) ile ifade edilirken iki açık ekonomi modeli incelenmektedir (Asea ve Mendoza, 1994:245; Macdonald, 2007:74). Bu modelin matematiksel formda yazılabilmesi için genel fiyat seviyesinin yurtiçinde ve yurtdışında ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan mal bileşenlerine ayrıştırılması gerekmektedir. p_t^T ; ticarete konu olan malların fiyatını, p_t^N ; ticarete konu olmayan malların fiyatını, α ; tüketim sepeti içinde ticareti yapılabilen malların oranını ve $*$; yabancı ülke olmak üzere ilgili eşitlikler aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Lojschová, 2003:4):

$$p_t = \alpha p_t^T + (1 - \alpha) p_t^N \quad (1)$$

$$p_t^* = \alpha^* p_t^{T*} + (1 - \alpha^*) p_t^{N*} \quad (2)$$

e_t ; yabancı para birimi başına yurtiçi para birimini karşılayan nominal döviz kurunu temsil ederken, yurtdışında üretilen malların fiyatlarının yurtiçinde üretilen malların fiyatlarına görelî oranı olarak tanımlanan reel döviz kuru (q_t) olup aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Lojschová, 2003:4):

$$q_t = (e_t + p_t^*) - p_t \quad (3)$$

Hipotezdeki varsayıma dayalı olarak ülkelerde fiyat düzeyini belirleyen etken, hem ticarete konu olan hem de ticarete konu olmayan sektörlerdeki fiyatlardır. BSE'de önemli nokta ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan malların bulunduğu sektörlerde verimliliğin farklı olmasıdır. Ticarete konu olan malların bulunduğu sektörde görelî olarak verimlilik artışı, ticarete konu olmayan malların bulunduğu sektöre kıyasla daha fazladır. Bu durum yurtiçinde rekabeti bozmayacak şekilde ücretleri artırmaktadır. Fakat ticarete konu mallarda durum farklı olup bu sektörde fiyatlar uluslararası piyasalarda belirlenmektedir. Böylece ortaya çıkan bir verimlilik artışı bu malların fiyatları üzerinde bir etki oluşturamamaktadır. Yine teorinin varsayımları gereği emeğin homojen ve sektörler arasındaki tam hareketliliğinden dolayı ticarete konu olan malların bulunduğu sektörden kaynaklı verimlilik artışları, ticarete konu olmayan malların yer aldığı sektörde de ücretlerin artmasına neden olmaktadır. Diğer taraftan bu durumda ticarete konu olmayan mal sektöründe fiyat artışları da görülecektir. Çünkü ticarete konu olmayan mal sektöründeki ücret artışları verimlilik artışından kaynaklanmamaktadır. Ticarete konu olmayan mal sektöründeki ücret artışları firmalar tarafından fiyatların marjinal maliyete eşitlenmesiyle düzenlenmektedir. Sonuç olarak ekonomide fiyatlar genel seviyesi artmakta ve reel döviz kurunda bir değişiklik oluşmaktadır (Obstfeld ve Rogoff, 1996:210; Lopcu vd., 2012:2).

Özetlemek gerekirse farklı büyümeye sahip olan iki ekonomide ticarete konu olan mal sektöründeki verimlilik farkları, ücret farklılıklarına bu da fiyat farklılıklarına sebep olmaktadır. Ticarete konu olan sektörlerdeki verimlilik artışları ticarete konu olmayan sektörlerden fazla olduğu için enflasyon etkisi oluşturmaktadır. Ticarete konu olan sektörlerde ücretler artarken, işçiler arasındaki rekabet ve hareketlilik ticareti yapılmayan malların fiyatını yükseltmektedir. Sonuçta ticarete konu olmayan mallardaki fiyat değişimleri reel döviz kurundaki dalgalanmalara ve uzun vadede değerlenmeye sebep olmaktadır (Egert, 2002:1-2). İşte bu sektörler arasında verimlilik farkından kaynaklanan fiyat artışları ve sonucundaki reel döviz kuru değişimleri Balassa-Samuelson Etkisi olarak bilinmektedir.

Gelişmiş ülkelerin refah seviyesine ulaşmak isteyen gelişmekte olan ülkeler için düşük ücretler ve üretim maliyetleri önemli bir avantajdır. Düşük ücret ve maliyetlere dayalı olarak ortaya çıkan rekabet üstünlüğü gelişmekte olan ülkelerde refah artışını sağlayacaktır. BSE ile gelişmiş ülkelerle gelişmekte olan ülkeler arasında reel yakınsama sağlanabilir (Ay ve Üçgöz, 2008:2). Gelişmekte olan ülkelerin dış ticaret hacmi arttıkça döviz ile hesaplanan milli gelirleri gelişmiş ülkelere yaklaşacaktır. Çünkü ticarete konu olan sektörlerde verimlilik ve ücret artışı yaşanacaktır. Bu artışlar ticarete konu olmayan sektörlerde de fiyatları artıracaktır. Ardından enflasyon yükselecektir. Döviz cinsinden hesaplanan milli gelirin reel milli gelirden yüksek çıkması gelişmekte olan ülkeler için gelir açısından yakınsama olarak görülebilir. Bu yakınsama ancak verimlilik artışları devam ederse sürebilir. Verimlilik artışı sürmezse, cari açık büyüyebilir, devalüasyon ve ardından milli gelirden düşüş yaşanabilir.

BSE döviz kurlarının belirlenmesi ile ilgili olarak literatürde önemli bir yer tutuyor olsa da birtakım eksiklikleri söz konusudur. Bu eksikliklerden bazıları şöyle sıralanabilir (Kanomori ve Zhao, 2006:43; Küçükaksoy ve Çiftçi, 2017:59).

- Döviz kuru üzerinde etkili olan diğer önemli faktörler ihmal edilmiştir.
- Ticarete konu olan mallarda fiyatlar yurt içi ve yurt dışında aynı iken fiyatların nasıl oluştuğu belirsizdir.
- Arz yanlı bir hipotez olup talep tarafı ihmal edilmiştir.
- Sektörler arasında verimlilik göstergesi değişken olup, en iyi verimlilik değişkeni belirsizdir.
- Paranın rolü üzerinde durulmamıştır.
- Ticarete konu olan ve olmayan mallar konusunda ayırım belirgin değildir.
- Reel döviz kuru serilerinin, tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi ya da birim işgücü maliyeti endeksi bazlı olması sonuçlarda değişikliğe sebep olmaktadır.

BSE özellikle fiyatların ve verimliliğin değişken olduğu gelişmekte olan ülkeler için öngörülmektedir. Fakat araştırmacılar farklı ülke grupları içinde gelişen ekonometrik yöntemler vasıtasıyla BSE'nin geçerliliğini test etmişlerdir. Araştırmanın bundan sonraki başlığı BSE'ni amprik olarak test eden seçilmiş literatür özetini kapsamaktadır.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Yazın taraması incelendiğinde BSE tahmini sunan çalışmaların çelişkili sonuçlar sunduğu gözlemlenmektedir. Ülke/ülke grubu, sektör, zaman aralığı, yöntem vb. faktörler açısından çeşitlilik gösteren araştırmalarda sonuçların birbirinden farklı olduğu görülmektedir. Aynı ülkeyi inceleyen çalışmalarda bile kimilerinde BSE geçerli iken kimilerinde geçersiz olduğu tespit edilmiştir. Bu durum teorinin varsayımlarının bazılarının geçersizliği durumunda ortaya çıkabilmektedir. Konu ile ilgili seçilmiş literatür özeti Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: BSE ile İlgili Ampirik Seçilmiş Literatür Özeti

Yazar/Yıl	Ülke/Dönem	Yöntem	Sonuç
Strauss (1999)	OECD Ülkeleri 1973:1-1995:1	Johansen VAR, DOLS ve FMOLS	BSE vardır.
Égert (2002a)	Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya/1991:1-2001:2; Slovakya, Slovenya/1993:1-2000:12	Johansen Eşbütünleşme Testi	BSE ülkelere göre farklılık göstermektedir.
Égert (2002b)	Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovakya, Slovenya/1991:1-2001:2	Johansen ve Panel Eşbütünleşme Testi, Panel FMOLS	BSE yoktur.
Drine ve Rault (2003)	20 Latin Amerika Ülkesi/1960-1999	Panel Eşbütünleşme Testi	BSE yoktur.
Égert vd. (2003)	9 Avrupa Ülkesi/1995:1-2000:4	Panel Eşbütünleşme Testi	BSE kısmen vardır.
Faria ve Leon-Ledesma (2003)	ABD, Almanya, Japonya ve İngiltere/1960:1-1996:4	ARDL, Granger Nedensellik Testi	BSE vardır.
Lojschová (2003)	Orta ve doğu Avrupa 4 geçiş ülkesi/1995:Q1-2002:Q4.	Sabit Etkiler modeli	BSE vardır.
Fischer (2004)	10 OECD ülkesi/1993-1999	Sabit Etkiler Modeli	BSE vardır.
Choudhri ve Khan (2005)	16 ülke/1976-1994	DOLS	BSE yoktur.
Égert vd. (2006)	Baltık ve OECD Ülkeleri/1994-2004	Panel ARDL, Granger Nedensellik, Varyans Ayrıştırması	BSE Baltık Ülkeleri için vardır. OECD Ülkeleri için yoktur.
Bayram (2007)	83 ülke/1967-1998	GLS, OLS, PMG	BSE vardır.
Yıldırım (2007)	Almanya, İngiltere, Fransa, ABD, Türkiye/1980-2003	En Küçük Kareler Yöntemi	Türkiye açısından BSE yoktur.
Ay ve Üçgöz (2008)	Türkiye/1970-2004	ARDL ve Granger nedensellik	BSE yoktur.
Camarero (2008)	OECD/1970-1998	PMG	BSE vardır.
Dumitru ve Jianu (2009)	Romanya/1998-2006	Vektör Hata Düzeltme Modeli	BSE vardır.
Dedu ve Dumitrescu (2010)	Romanya/2002:Q1-2006Q4	En Küçük Kareler Yöntemi	BSE vardır.

Chowdhury (2011)	Avustralya/1950-2003	ARDL	BSE vardır.
Lopçu vd. (2012)	Türkiye ve 27 AB üyesi ülke/ 1995:Q1-2010:Q4	ARDL, Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi	BSE yoktur.
Apergis (2013)	Yunanistan/1989-1999	En Küçük Kareler Yöntemi	BSE vardır.
Altunöz (2014)	Türkiye ve 27 AB üyesi ülke/ 1997: Q1 ve 2012: Q2	ARDL, Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi	BSE yoktur.
Cardi ve Restout (2015)	14 OECD Ülkesi/1970-2007	Panel Eşbütünleşme, DOLS ve FMOLS	BSE vardır.
Küçükaksoy ve Çiftçi (2017)	14 ülke/1991-2013	Pedroni Panel Eşbütünleşme Testi, DOLS ve FMOLS	BSE vardır.
Barak vd. (2018)	Orta gelirli 10 ülke/1990-2015	Panel ARDL	BSE vardır.
Boratyński vd. (2019)	Orta Doğu Avrupa Ülkeleri/2004-2014	Genel Denge Analizi	BSE vardır.
Çitil ve Barut (2020)	165 ülke/2004-2014	Westerlund Eşbütünleşme Testi, FMOLS	BSE vardır.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada, Birleşmiş Milletlerin tanımlamasına göre yükselen sanayi ekonomisi olarak kabul edilen 27 ülkede 1992-2019 dönemine ait yıllık verilerle BSE'nin geçerliliği test edilmiştir. Bu amaçla ekonometrik analize tabi tutulacak doğrusal model aşağıda gösterilmiştir:

$$REER_{it} = \alpha_{1i} + \beta_{1i}PRO_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Denklem (4)'te, $i = 1, 2, \dots, 27$ ve $t = 1, 2, \dots, 28$ 'dir. REER, Darvas (2002) tarafından hesaplanan reel efektif döviz kuru endeksinin doğal logaritması olup, bruegel.org web adresinden temin edilmiştir. PRO değişkeni görece verimlilik olup BSE'yi göstermektedir. Görece verimlilik serisi ise Maeso-Fernandez vd. (2002) tarafından yapılan çalışmada belirtilmiş olan daha dolaysız yaklaşıma göre yazarlar tarafından hesaplanmıştır. Hesaplama için gerekli olan işgücü başına GSYH değerleri Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) veri tabanından ve ticaret partnerlerine ait bilgiler Dünya Bankasına ait Dünya Entegre Ticaret Çözümü (WITS) veri tabanından elde edilmiştir. İlgili değişkenlerin hesaplama yöntemi göz önünde bulundurulduğunda, analiz bulgularında PRO değişkenindeki artışın REER'yi artırması BSE'yi göstermektedir.

Ampirik analiz 5 kısımdan oluşmaktadır. Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı, yatay kesit boyutuna (N) göre zaman boyutu (T) büyük olduğunda kullanılabilen Breusch ve Pagan (1980)'in $CDLM_1$; hem T hem de N sonsuza giderken kullanılabilen Pesaran (2004)'in $CDLM_2$ ve T, N'den büyük iken de tersi durumda da etkin sonuçlar veren Pesaran vd. (2008)'nin $CDLM_{adj}$ testleriyle sınanmıştır. Panel veri modellerinde, paneli oluşturan birimlerin bağımsız olduğu varsayılır.

Bu durum, yatay kesit birimlerinden herhangi birinde ortaya çıkan şokun diğer birimleri de etkilemediğini ifade eder. Ancak günümüzde ülkeler (yatay kesit birimleri) arasındaki ilişkilerin hızla arttığı düşünüldüğünde, ülkelerden herhangi birinde yaşanan şoktan diğer ülkelerin farklı düzeyde etkilendiği söylenebilir. Bundan dolayı seriler arasında yatay kesit bağımlılığı var iken yapılan analizler sapmalı ve tutarsız sonuçlar ortaya koyacaktır. Bu nedenle, analizlerde yatay kesit bağımlılığının varlığı test edilerek buna uygun şekilde durağanlık testi, eşbütünleşme testi ve katsayısı tahminlerinin yapılması gerekmektedir.

İkinci aşamada yatay kesit bağımlılığı söz konusu iken kullanılabilen ve Pesaran (2007) tarafından geliştirilen ikinci nesil birim kök testlerinden CADF (Cross-Sectional Augmented Dickey Fuller) panel birim kök testi uygulanmıştır. CADF testi, standart ADF regresyonunun her bir serinin gecikme seviyeleri ve 1. farklarının yatay kesit ortalamalarıyla genişletilmiş şeklidir. CADF ile her bir yatay kesit birimine ait istatistiklerin aritmetik ortalaması alınarak tüm panel için durağanlığın incelenmesine imkân tanıyan CIPS istatistiği elde edilmektedir. Hem her bir ülke için hesaplanan CADF istatistikleri hem de tüm panele ait elde edilen CIPS test istatistik değerleri Pesaranın oluşturduğu kritik değerler ile karşılaştırılarak durağanlık olup olmadığı belirlenmektedir. CADF ve CIPS istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olursa birim kök olmadığı sonucuna ulaşılabilmektedir (Pesaran, 2007:265-303).

Üçüncü aşamada, değişken katsayılarının homojenliğinin araştırılması amacıyla Pesaran ve Yamagata (2008)'ya ait Delta Testi kullanılmıştır. Katsayılarının homojen olup olmadığı yani her bir yatay kesit birime göre değişip değişmediği kullanılacak eşbütünleşme, tahmin ve nedensellik testi seçiminde kritik öneme sahip olduğundan, Delta testi yapılması gereklidir. Eğim katsayılarının homojenliği incelenirken büyük örneklem için ($\hat{\Delta}$) testi ve küçük örneklem için ise ($\hat{\Delta}_{adj}$) testi göz önünde bulundurulmaktadır.

Dördüncü aşamada, Westerlund (2007) tarafından geliştirilen bootstrap ECM eşbütünleşme testi ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı incelenmiştir. Bu test ikisi panel ve diğer ikisi grup istatistiği şeklinde hata düzeltme modeline dayalı dört test içermektedir. Panel istatistiği panelin tümü ve grup istatistiği ise paneli oluşturan birimler için sonuç verip, temel hipotez “Eşbütünleşme yoktur.” şeklindedir (Westerlund, 2007: 715).

Beşinci ve son aşamada ise katsayı tahmini için Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilmiş olan AMG (Augmented Mean Group-Artırılmış Ortalama Grup) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemle yatay kesit bağımlılığı göz önünde bulundurularak, heterojen panel veri modellerinde ortalama eğim katsayısı tahmini yapılabilmektedir. Ayrıca bu yöntem, serilerdeki ortak faktörleri göz önünde bulundurabilmekte ve açıklayıcı değişkenler ile hata terimleri arasında korelasyonun olduğunu gösteren içsellik probleminin varlığında da kullanılabilir (Eberhardt ve Bond, 2009:1-2).

4. AMPİRİK ANALİZ SONUÇLARI

27 yükselen sanayi ekonomisinde BSE'nin test edilmesi için uygulanan panel veri analizinde, ilk olarak serilerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının varlığı araştırılmıştır. Sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Değişkenler	$CDLM_1$	$CDLM_2$	$CDLM_{adj}$
REER	2078.92 *** (0.000)	65.21*** (0.000)	64.72*** (0.000)
PRO	4409.02*** (0.000)	153.16*** (0.000)	152.66*** (0.000)
Model	1891.79*** (0.000)	58.153*** (0.000)	57.653*** (0.000)

Not: ***, **, * serilerde sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Üç test sonucuna göre de hem REER hem de PRO değişkenlerinde %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığının söz konusu olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde model için yapılan test sonuçları da yatay kesit bağımlılığın varlığı kabul edilmiştir. Bu bulgulara bağlı olarak serilerin durağanlık düzeylerinin araştırılması için uygulanan CADF ikinci nesil birim kök testi sonuçları Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3: Durağanlık Testi Sonuçları

Ülkeler	REER				PRO			
	Düzye		1. Fark		Düzye		1. Fark	
	Değer	G.	Değer	G.	Değer	G.	Değer	G.
Arjantin	-1.990	1	-3.739*	1	-2.007	1	-2.014	1
Brezilya	-1.151	1	-2.471	1	-1.946	2	-2.345	1
Bulgaristan	-0.624	1	-5.768***	3	-3.146	1	-3.339	1
Şili	-1.878	1	-2.512	1	-2.930	1	-2.889	1
Çin	-3.258	1	-5.739***	1	-2.584	2	-2.794	1
Kolombiya	-1.400	2	-3.619*	1	-1.886	1	-2.302	3
Kosta Rika	-1.572	1	-2.008	1	-1.230	1	-4.236**	1
Hırvatistan	-2.610	1	-2.655	3	-1.664	1	-3.656*	1
Mısır	-3.083	1	-5.692***	1	-0.711	1	-3.191	1
Yunanistan	0.389	2	-1.443	2	-0.759	1	-2.689	1
Hindistan	-2.809	1	-3.371	1	0.894	1	-2.893	1
Endonezya	-2.282	3	-2.494	3	-2.015	1	-3.151	1
İran	-1.259	1	-5.238***	1	-2.554	1	-3.750*	1
Kazakistan	-2.544	2	-2.972	1	-2.521	1	-2.029	1
Litvanya	-2.184	1	-3.748*	1	-0.237	1	-0.712	1
Mauritius	-1.552	1	-4.161**	1	-1.272	1	-4.983***	1
Meksika	-1.832	1	-3.405	1	-1.206	1	-3.720*	1
Umman	-1.142	1	-3.409	1	-2.868	1	-2.075	1
Peru	-0.925	1	-3.759*	1	-1.012	1	-2.942	1

Polonya	-1.238	1	-3.487	1	-1.989	1	-1.705	1
Romanya	-1.504	1	-5.373***	3	-1.817	1	-2.818	1
Güney Afrika	-2.287	1	-3.146	1	-3.412	3	-4.397**	1
Tayland	-1.285	1	-3.885**	1	-2.106	1	-3.629*	1
Tunus	-3.437	1	-4.422**	1	-5.929***	1	-3.833*	1
Türkiye	0.213	2	-2.934	2	-3.144	1	-2.295	3
Ukrayna	-3.511*	2	-4.571**	1	-3.750*	1	-3.393	1
Uruguay	-0.836	1	-3.787*	1	0.381	3	-2.052	1
Panel CIPS	-1.762		-3.697***		-1.978		-2.957***	

Not 1: G., gecikme uzunluklarını göstermekte ve Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Not 2: CADF istatistiğine ait kritik değerler Pesaran (2007)'deki Tablo 1b'den elde edilmiştir. Kritik değerler, -4.69***, -3.88** ve -3.49* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı göstermektedir.

Not 3: CIPS istatistiğine ait kritik değerler Pesaran (2007)'deki Tablo 2b'den elde edilmiştir. Kritik değerler, -2.81***, -2.66** ve -2.58* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı göstermektedir.

CADF panel birim kök testi sonuçlarına göre, REER serisinin sadece Ukrayna'da ve PRO serisinin ise Tunus ve Ukrayna'da seviye değerlerinde durağan olduğu tespit edilmiştir. 1. farkı alındığında ise her iki serinin de bazı ülkelerde durağan bir yapıya kavuştuğu ancak bazı ülkelerde birim köke sahip olduğu gözlenmiştir. Panelin geneli için durağanlık değerlendirmesi yapılmasına izin veren ve eşbütünleşme testinin yapılıp yapılmayacağına karar verilmesi için önemli olan CIPS testi sonuçlarına göre ise her iki serinin seviye değerlerinde birim köke sahip olduğu ancak birinci farkları alındığında durağan yani I(1) oldukları belirlenmiştir. Bu sonuçlar Westerlund (2007) bootstrap ECM eşbütünleşme testinin ön koşullarının sağlandığını orta koymaktadır. Ancak öncesinde eşbütünleşme türü ve katsayı tahmin yönteminin seçilmesi amacıyla eğim katsayılarının homojen ya da heterojen olduğu araştırılmıştır. Bu amaçla uygulanan Delta Testine ait sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir.

Tablo 4: Homojenlik Testi Sonuçları

	Test istatistiği	Olasılık değeri
Delta_tilde ($\hat{\Delta}$)	30.250***	0.000
Delta_tilde_adj ($\hat{\Delta}_{adj}$)	32.013***	0.000

Not: ***, ** ve *, sırasıyla istatistiki olarak %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Delta testi sonuçlarına göre test istatistiklerine ait olasılık değerlerinin %5'ten küçük olduğu bulgusuna ulaşıldığından modeldeki eğim katsayılarının heterojen bir yapıya sahip olduğu belirlenmiştir. Bu bilgilere dayalı olarak uzun dönem ilişkinin tespiti amacıyla yapılan eş bütünleşme testi sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5: Eş bütünleşme Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
g_tau	-2.335	0.001
g_alpha	-10.027	0.003
p_tau	-11.403	0.000
p_alpha	-10.907	0.000

Not: ***,** ve * sırasıyla serilerde istatistiki olarak %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Modelde yatay kesit bağımlılığı ve eğim katsayıları heterojen olduğundan eşbütünleşmenin varlığına karar verebilmek, grup ortalama testlerinin sonuçlarına ait bootstrap olasılık değerlerinin göz önünde bulundurulması gerekmektedir (Bozkurt vd. 2017:184). Sonuçlar, ülkelerden en az biri için %1 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli ilişkinin olduğunu ifade etmektedir. Uzun dönem ilişki saptandığından, AMG yöntemiyle gerçekleştirilen katsayı tahmin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Katsayı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: REER			
PRO			
Ülkeler	Katsayı	Std. Hata	Olasılık Değeri
Arjantin	2.916***	0.481	0.000
Brezilya	0.812***	0.289	0.005
Bulgaristan	2.198***	0.348	0.000
Şili	-0.289***	0.091	0.002
Çin	0.517***	0.063	0.000
Kolombiya	0.599	0.444	0.177
Kosta Rika	1.609***	0.275	0.000
Hırvatistan	0.306***	0.074	0.000
Mısır	-0.583	0.923	0.528
Yunanistan	0.175***	0.052	0.001
Hindistan	1.609***	0.128	0.000
Endonezya	2.298***	0.470	0.000
İran	1.184*	0.653	0.070
Kazakistan	-0.104	0.211	0.622
Litvanya	0.657***	0.213	0.002
Mauritius	0.216**	0.085	0.011
Meksika	0.385	0.352	0.274
Umman	0.012	0.012	0.326
Peru	0.873***	0.140	0.000
Polonya	0.425***	0.097	0.000

Romanya	0.738***	0.158	0.000
Güney Afrika	0.655***	0.139	0.000
Tayland	1.110***	0.240	0.000
Tunus	-3.517***	0.307	0.000
Türkiye	0.409***	0.142	0.004
Ukrayna	-2.171***	0.687	0.002
Uruguay	1.035***	0.070	0.000

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

AMG yöntemiyle gerçekleştirilen katsayı tahmin sonuçlarına göre BSE'yi gösteren ve görel verimliliği ifade eden PRO değişkeninin reel efektif döviz kuru (REER) üzerindeki etkisinin ülkelerin büyük çoğunluğunda pozitif ve dolayısıyla geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. BSE'nin en yüksek olduğu ülke Arjantin iken en düşük olduğu ülke Yunanistan'dır. Arjantin'de görel verimlilikteki %1'lik artış reel efektif döviz kurunu %2.916 olarak artırmaktadır. Yunanistan'da ise görel verimlilikteki %1'lik artış reel efektif döviz kurunu %0.175 oranında artırmaktadır. Kolombiya, Mısır, Kazakistan, Meksika ve Umman'da PRO değişkeninin REER üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca Şili, Tunus ve Ukrayna'da PRO değişkeninin ise negatif etkisinin olduğu belirlenmiştir.

SONUÇLAR

BSE, son yıllarda yaşadıkları hızlı verimlilik artışı ve reel döviz kuru sapmalarından dolayı özellikle nispi üretkenliklerin ve fiyatların daha değişken olduğu gelişmekte olan ülkeler için uygun görünmektedir. Bu sebeple makalede, BSE'nin varlığına ilişkin olarak yükselen sanayi ekonomileri için yeni kanıtlar sunulmaktadır. Bu amaçla, gerçekleştirilen eşbütünleşme testi sonucuna bağlı olarak değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu saptanmıştır. Buradan hareketle yapılan katsayı tahmin sonuçlarına göre ise etkinin gücü değişmekle birlikte ülkelerin çoğunluğunda görel verimlilikteki artışın reel efektif döviz kurunu artırdığı yani BSE'nin olduğu belirlenmiştir. En belirgin etki olan ülkenin Arjantin olduğu da elde edilen sonuçlar arasındadır. Bu makalenin sonuçları, gelişmekte olan ülkelerde Balassa-Samuelson mekanizmasının reel döviz kurunun uzun dönemli davranışını araştırmak hususunda ampirik olarak yararlı bir çerçeve sunduğunu göstermektedir. Ayrıca bu ülkelerdeki ekonomik gelişmeyle birlikte zamanla hizmetler sektörünün ekonomideki ağırlığı arttığından, enflasyon üzerinde BSE'nin artacağı da ifade edilebilir.

Gelişmekte olan ülkeler kurda meydana gelen ani değişiklikler nedeniyle çeşitli şoklara maruz kalmaktadır. Emek verimliliğinin artırılması doğrultusunda uygulanacak politikalar ilk olarak ülkelere rekabet avantajı sağlamaktadır. Rekabet gücü kazanan ülkelerde ihracat yönlü dış ticaret artışı sağlanabilir. Böylece ülkede gelir ve refah artışı oluşabilir. İşgücü verimliliğini artırmada ülkelerin özellikle eğitim, bilgi ve beceri kazandırma faaliyetlerine önem vermesi gerekmektedir. İstihdam edilen kişiler meslek hastalıklarından uzak tutulmalı ve iş kazalarını önleyici tedbirlerin alınmalıdır. İşgücünün yaş ve cinsiyetine uygun işlere sevki sağlanmalıdır. Çalışan hakları sıkı yasalarla güvence altında tutulmalıdır.

KAYNAKÇA

- ASEA Patrick, K. & MENDOZA Enrique, G. (1994). The Balassa-Samuelson Model: A General-Equilibrium Appraisal. *Review of International Economics*, 2(3), 244-267.
- ALTUNÖZ, U. (2014). Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Sınır Testi Yaklaşımı. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1), 107-122.
- APERGIS, N. (2013). The domestic Balassa–Samuelson effect of inflation for the Greek economy. *Applied Economics*, 2013(45), 3288–3294.
- AY, A. & ÜÇGÖZ, S. (2008). Balassa-Samuelson Etkisi: Türkiye Örneği. *KSÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(1), 1-13
- BALASSA, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- BARAK, D., ÇELİK, B. & ÇELİK, T. (2018). Balassa-Samuelson Hipotezinin Yüksek Orta Gelirli Ülkelerde Geçerliliğinin Test Edilmesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(2), 427- 446.
- BAYRAM, T. (2007). Balassa-Samuelson Model Revisited: Growth Productivity Effect and Capital Accumulation. *International Journal of Economic Perspectives*, 1(1), 29-44.
- BORATYŃSKI, J., BOROWSKI, J., CZERNIAK, A. & ROSATI, D. (2019). Sectoral Decomposition of The Balassa–Samuelson Effect in CEE Countries: A CGE Analysis. *Eastern European Economics*, 57(2), 153-177.
- BOZKURT, E., EFEÖĞLU, R., & SEVİNÇ, H. (2017). Türkiye ve Avrasya Ekonomilerinde Taşımacılık Sektörünün Ekonomik Büyümeye Etkisi, *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11, 173-187.
- BREUSCH, Trevor, S. & PAGAN, Adrian, R. (1980), The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-253
- CAMARERO, M. (2008). The Real Exchange Rate of The Dollar For A Panel of OECD Countries: Balassa–Samuelson or Distribution Sector Effect?. *Journal of Comparative Economics*, 36, 620–632.
- CARDI, O & RESTOUT, R. (2015). Imperfect Mobility of Labor Across Sectors: A Reappraisal of The Balassa–Samuelson Effect. *Journal of International Economics*, 97, 249-265.
- CHONG Y., JORDA O. & TAYLOR Alan, M. (2010). The Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis: Real Exchange Rates and Their Long-Run Equilibrium, NBER Working Paper Series, No. 15868.
- CHOUDHRI, Ehsan, U. & KHAN, Mohsin, S. (2005) Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?. *IMF Staff Papers*, 52(3), 387-409.
- CHOWDHURY, K. (2011). Modelling the Balassa-Samuelson Effect in Australia. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*. 5(1), 77-91.
- ÇİTİL, M. & BARUT, A. (2020). The Relationship Between Labor Productivity and Exchange Rate: A Panel Data Analysis. *Social Sciences Studies Journal (SSSJJournal)*, 6(56), 657-669.
- DARVAS, Z. (2012). Real Effective Exchange Rates for 178 Countries: A New Database. *Bruegel Working Paper No.6*.
- DEDU, V. & DUMÎTRESCU, Bogdan, A. (2010). The Balassa-Samuelson Effect in Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4(2010), 44-53.
- DRINE, I. & RAULT, C. (2003). Do Panel Data Permit The Rescue of The Balassa-Samuelson Hypothesis For Latin American Countries?. *Applied Economics*, 35(3), 351-359.

- DUMITRU, I. & JIANU, I. (2009). The Balassa–Samuelson Effect in Romania-The Role of Regulated Prices. *European Journal of Operational Research*, 194, 873-887.
- EBERHARDT, M. & BOND, S. (2009). Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator. MPRA Paper, No. 17870.
- ÉGERT, B. (2002a). Estimating The Impact of The Balassa–Samuelson Effect on Inflation and The Real Exchange Rate During The Transition. *Economic Systems*, 26, 1-16.
- ÉGERT, B. (2002b). Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in Transition: Do We Understand What We See? A Panel Study. *Economics of Transition*, 10(2), 273-309.
- EGERT, B., DRINE, I., LOMMATZSCH, K., & RAULT, C. (2003). The Balassa– Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or reality?. *Journal of Comparative Economics*, 31, 52-572.
- EGERT, B., LOMMATZSCH, K. & LAHRECHE-REVİL, A. (2006). Real Exchange Rates in Small Open OECD and Transition Economies; Comparing Apples and Oranges?. *Journal of Banking and Finance*, 30(2006), 3393-3406.
- FARIA, Joao, R. & LEON-LEDESMA, M. (2003). Testing the Balassa–Samuelson Effect: Implications for Growth and The PPP. *Journal of Macroeconomics*, 25(2003), 241-253.
- FISCHER, C. (2004). Real Currency Appreciation in Accession Countries: Balassa-Samuelson and Investment Demand. *Review of World Economics*, 140(2), 180-210.
- HAKKIO, Craig, S. (1992). Is Purchasing Power Parity A Useful Guide To The Dollar?. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 77(1992), 37–51.
- HARBERGER, Arnold, C. (2003). Economic Growth and The Real Exchange Rate: Revisiting the Balassa-Samuelson Effect, University of California, Paper Prepared for a Conference Organized By The Higher School of Economics, Moscow.
- ITO, T., ISARD, P., & SYMANSKY, S. (1999). Economic growth and real exchange rate: An overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia. In: Takatoshi Ito and Anne O. Krueger (Ed.), *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues* NBER-EASE volume 7, University of Chicago Press, 109-132.
- KANAMORI, T. & ZHAO, Z. (2006). The Renminbi Exchange Rate Revaluation: Theory, Practice and Lessons from Japan, Asian Development Bank Institute, ADBI Policy Paper No. 9.
- KRUGMAN, Paul, R. & OBSTFELD, M. (2003). *International Economics: Theory and Policy*, Sixth Edition, Addison-Wesley Publishing Company, New York.
- KÜÇÜKAKSOY, İ. & ÇİFTÇİ, İ. (2017). Balassa-Samuelson Hipotezi: Türkiye Ve Dış Ticaret Ortakları Uygulaması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32(1), 57-94.
- LOJSCHOVÁ, A. (2003). Estimating The Impact of the Balassa Samuelson Effect in Transition Economies. Institute for Advanced Studies, Working Paper No:140.
- LOPCU K., BURGAÇ A. & DÜLGER F. (2011). Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(4), 1-22.
- MACDONALD, R. ve RİCCİ, L. (2005). The Real Exchange Rate and the Balassa Samuelson Effect: The Role of The Distribution Sector, *Pacific Economic Review*. 10(1),29-48.
- MACDONALD, R. (2007). *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, Routledge, New York.
- MAESO-FERNÁNDEZ, F., OSBAT, C. and SCHNATZ, B. (2002). Determinants of The Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach. *Australian Economic Papers*, 41, 437–61.
- OBSTFELD, M. ve ROGOFF. K. S. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge: MIT Press.

- PESARAN, M. Hashem. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, Cambridge Working Papers in Economics, 435, 1-39.
- PESARAN, M. Hashem (2007), A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross-Section Dependence, Journal of Applied Econometrics, 22(2), 265-312.
- PESARAN, M. Hashem & YAMAGATA, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels, Journal of Econometrics, 142(1), 50-93.
- PESARAN, M. Hashem., ULLAH, A. & YAMAGATA, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence, Econometrics Journal, 11, 105-127.
- SHAPIRO, Alan, C. (1990). Parity Conditions in International Finance and Currency Forecasting. Foundations of Multinational Finance, der. Wohl R., Boston: Allyn and Bacon, 97-136.
- STRAUSS, J. (1999). Productivity Differentials, The Relative Price of Non-Tradables and Real Exchange Rates. Journal of International Money and Finance, 18(3), 383-409.
- WAGNER, M. & HLOUSKOVA, J. (2004). What's Really The Story With This Balassa-Samuelson Effect in The CEECs?, Universität Bern Volkswirtschaftliches Institut Gesellschaftstrasse 49 3012 Bern, Switzerland.
- WESTERLUND, J. (2007). Testing For Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69(6), 2007, 709.
- YILDIRIM, 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.