



Gedikoğlu, B. ve Yolcu Karadam, D. (2021). "OECD Ülkelerinde Reel Döviz Kuru Hareketlerinin Açıklanmasında Balassa-Samuelson Etkisi" *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 44, Denizli, ss. 73-90.

OECD ÜLKELERİNDE REEL DÖVİZ KURU HAREKETLERİNİN AÇIKLANMASINDA BALASSA-SAMUELSON ETKİSİ*

Büşra GEDİKOĞLU**, Duygu YOLCU KARADAM***

Öz

Balassa-Samuelson hipotezine göre reel döviz kuru hareketleri, ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin verimlilik farklılıklarından kaynaklanmakta, ticarete konu olan sektörlerdeki göreceli verimlilik artışları ülke parasının reel olarak değer kazanmasına yol açmaktadır. Bu çalışmada, ülkelerin reel döviz kuru hareketlerinin açıklanmasında Balassa-Samuelson hipotezinin geçerli olup olmadığı, 25 OECD ülkesi ve 1990-2016 dönemi için güncel panel veri yöntemleri kullanılarak incelenmektedir. Bu amaçla, sektörel göreceli verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi, ülkeler arasındaki heterojenliği, dinamik yapıyı ve yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan panel veri tahmin yöntemlerinden yararlanılarak incelenmiştir. Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group) tahmin sonuçları OECD ülkelerinde B-S hipotezini desteklemektedir. Diğer yandan, ülkelerin maruz kaldığı ortak küresel şokların neden olduğu yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan Kesitsel Olarak Genişletilmiş panel ARDL modeli (Chudik ve Pesaran, 2015) tahmin sonuçlarına göre ise göreceli verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamsız hale gelmektedir. Dolayısıyla, Balassa-Samuelson hipotezini OECD ülkeleri için destekleyen güçlü sonuçlara ulaşılamamıştır.

Anahtar Kelimeler: *Balassa-Samuelson Hipotezi, Reel döviz kuru, Sektörel Verimlilik, Panel Veri Analizi.*

THE BALASSA-SAMUELSON EFFECT IN EXPLAINING THE REAL EXCHANGE RATE MOVEMENTS OF OECD COUNTRIES

Abstract

According to the Balassa-Samuelson hypothesis which explains real exchange rate movements by productivity differences between tradable and non-tradable sectors, an increase in the relative productivity of the tradable sector leads to a real appreciation of the domestic currency. In this study, we analyze the existence of the Balassa-Samuelson effect employing recent panel data techniques for a panel data set covering 25 OECD countries and the period 1990-2016. For this purpose, the effect of sectoral relative productivity on the real exchange rate is examined employing panel data estimators considering country heterogeneity, dynamic behavior, and cross-section dependency. Results of Pooled Mean Group estimations support the Balassa-Samuelson hypothesis for OECD countries. However, the effect of relative productivity on real exchange rate becomes statistically insignificant when we control the cross-section dependency that arises due to common global shocks

*Bu çalışma Dr. Öğretim Üyesi Duygu YOLCU KARADAM danışmanlığında, Pamukkale Üniversitesi SBE'de Büşra GEDİKOĞLU tarafından yazılan "OECD Ülkelerinde Balassa-Samuelson Hipotezinin Test Edilmesi" başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

**Yüksek Lisans Öğrencisi, Pamukkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, DENİZLİ.

e-posta: bggedikoglu@gmail.com (orcid.org/0000-0002-2936-9974)

***Dr. Öğr. Üyesi, Pamukkale Üniversitesi, İktisat Bölümü, DENİZLİ.

e-posta: dyolcu@pau.edu.tr (orcid.org/0000-0003-3139-2003)

by employing a Cross-sectionally Augmented Panel ARDL estimator (Chudik and Pesaran, 2015). Consequently, the Balassa-Samuelson hypothesis cannot be robustly supported for OECD countries.

Key Words: *Balassa-Samuelson Hypothesis, Real Exchange Rate, Sectoral Productivity, Panel Data Analysis.*

1. GİRİŞ

Ticari ve finansal açıdan küreselleşen dünyada ülkelerin uluslararası rekabet gücünü ve ekonomik büyümeyi ciddi şekilde etkileyen reel döviz kurunun hareketlerinin uzun dönemde hangi faktörler tarafından belirlendiği iktisat yazınının sıkça üzerinde durduğu çalışma konuları arasında yer almaktadır (bknz. Krugman ve Taylor, 1978; Dornbusch, 1982; Edwards ve Ng, 1985; İto vd., 1997; Bergvall, 2005). Uzun dönemde reel döviz kurunu belirlemeye yönelik yaklaşımlar, geleneksel ve modern döviz kuru yaklaşımları çerçevesinde incelenmektedir. Geleneksel döviz kuru yaklaşımlarının başında satın alma gücü paritesi teorisi yer almaktadır. Satın alma gücü paritesi teorisi (SAGP), bir birim ulusal paranın yurt dışındaki satın alma gücü ile yurt içindeki satın alma gücünün aynı olması gerektiğini ifade etmektedir (Cassel, 1918: 413). Bu bağlamda, döviz kurunun fiyat farklılaşmalarını ortadan kaldıracak şekilde hareket etmesi gerekmektedir. Fakat ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan sektörler arasındaki verimlilik farkları, ticari kısıtlamalar, tam rekabet koşullarının geçerli olmaması ve fiyat düzeyini belirlemede uluslararası farklılıkların ortaya çıkması gibi nedenlerle satın alma gücü paritesinden zamanla sapmalar meydana gelmektedir (Engel ve Rogers, 2000:1). Bu sapmaların ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki görece verimlilik farkından kaynaklandığını öne süren uzun dönem reel döviz kuru yaklaşımı ise Balassa-Samuelson (B-S) hipotezi olarak adlandırılmaktadır.

B-S hipotezine göre, ticarete konu olan sektörlerdeki verimlilik artışları ticarete konu olmayan sektörler için daha hızlıdır. Ticarete konu olan sektörlerdeki görece verimlilik artışı her iki sektörde de reel ücret artışlarına sebep olacaktır, ancak ticarete konu olan sektörde fiyatlar uluslararası piyasada belirlendiğinden malların fiyatında bir değişim gerçekleşmemektedir. Ticarete konu olmayan sektörlerde ise ücret artışları verimlilik artışından daha yüksek olduğu için iş gücü maliyetleri ve mal fiyatları artar ve sonuç olarak genel fiyat seviyesinin yükselmesiyle birlikte reel kurda artış meydana gelir¹ (Samuelson, 1964: 153; Balassa, 1964: 586). Bir başka ifadeyle, bir ülkede ticarete konu olan sektörlerdeki görece verimlilik artışları, yabancı ülkelere kıyasla daha yüksek olduğunda, söz konusu ülkenin parası değerlenmektedir.

Bu çalışmanın amacı, ülkelerin reel döviz kuru hareketlerinin açıklanmasında B-S hipotezinin geçerli olup olmadığını OECD ülkeleri için analiz etmektir. Bu bağlamda, OECD ülkelerinde ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik farkının yerli parada reel değerlenmeye yol açıp açmadığı, 25 ülke ve 1990-2016 dönemini kapsayan bir panel veri seti kullanılarak incelenmiştir. Literatürde B-S hipotezinin geçerliliğini ampirik olarak analiz eden önceki çalışmalara kıyasla, bu çalışmada özellikle şu noktalarda literatüre katkı sağlanması amaçlanmaktadır: Öncelikle B-S hipotezini toplulaştırılmış veriye dayanarak inceleyen çalışmaların aksine, sektörel görece verimlilik göstergesine dayanan bir analiz yapılmıştır. Sektörel görece verimlilik değişkeni oluşturulurken ayrıntılı bir sektörel sınıflamadan faydalanılmıştır. Bunun yanında, analiz yöntemi olarak, sadece bir ya da birkaç ülke verisine odaklanan zaman serisi analizi yerine çok sayıda ülkenin geniş bir zaman dilimindeki verisini içeren panel veri yöntemi tercih edilmiştir. Panel veri teknikleri, modeldeki değişkenlerin hem ülkelerarası hem de zaman içindeki değişiminden faydalanarak, zaman serisi ve yatay-kesit yöntemlerine göre daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine olanak tanımaktadır (Baltağı 2005: 5). Panel veri yöntemleri ayrıca ülkelere ve zamana özgü gözlemlenemeyen faktörlerin kontrol altına alınmasına olanak tanımaktadır. Bunun yanında literatüre bakıldığında, çalışmada kullanılan tahmin yöntemleri, B-S hipotezinin incelenmesinde ilk kez uygulanmıştır. Çalışmada, görece verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group, PMG) ve Ortalama Grup (Mean Group, MG) tahmincileri kullanılarak tahmin edilmiştir. Bu yöntemlerin temel avantajlarından biri, değişkenler arasındaki hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkisiyi ayrı ayrı tahmin etmeye olanak tanımasıdır. Bunun yanında, görece verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisinin ülkeler arasında homojen ya da heterojen olup olmadığını da göz önüne alarak analiz edilmesine izin vermektedir. Çalışmada kullanılan bir diğer analiz yöntemi olan Chudik ve

¹ Reel efektif döviz kurundaki artışlar, ulusal paranın değerlenmesi anlamına gelmektedir.

Pesaran (2015) tarafından geliştirilen Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (Dynamic Common Correlated Effects, Dynamic CCE) ya da diğer adıyla Kesitsel olarak Genişletilmiş (Cross-Sectionally Augmented, CS-ARDL) panel ARDL yöntemi ise dinamik modellerde yatay-kesit bağımlılığının kontrol edilmesini sağlayan, son dönemde geliştirilmiş bir panel veri tekniğidir. Bu yöntemle, ülkelerin sektörel verimlilik farklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisi üzerinde, ülkeleri ortak şekilde ve farklı büyüklükte etkileyen ortak küresel faktörlerin etkisinin kontrol edilmesi amaçlanmaktadır. Bu ortak küresel faktörler kontrol edilmediği durumda, hem göreceli verimliliği hem de reel döviz kurunu aynı yönde etkileyerek aralarında gerçekte bulunandan farklı bir ilişkinin tespit edilmesine yol açabilmektedir. Diğer bir ifadeyle, ülkelere ait hata terimleri arasında korelasyona neden olan yatay-kesit bağımlılığı göz önünde bulundurulmadığı durumda tutarsız parametre tahminleri elde edilebilmektedir. Bu nedenle, hem önceki çalışmalarla hem de çalışmada kendi içinde bir kıyaslama yapılabilmesi amacıyla, reel döviz kuru modeli hem standart PMG ve MG hem de yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan Dinamik CCE yöntemi ile tahmin edilerek yatay-kesit bağımlılığının B-S hipotezinin geçerliliği üzerindeki etkisinin analiz edilmesi amaçlanmaktadır.

Çalışma şu alt bölümlerden oluşmaktadır. İkinci bölümde B-S etkisine yönelik yapılmış ampirik literatür özet şeklinde sunulmaktadır. Üçüncü bölümde, kullanılan veri seti ve değişkenlerin ölçümleri ile ilgili bilgilere yer verilmektedir. Dördüncü bölümde ampirik analiz için kullanılan ekonometrik model ve yöntemler anlatılmaktadır. Beşinci bölümde model tahminlerinden elde edilen sonuçlar sunulmaktadır. Son olarak altıncı bölümde sonuç ve yorumlar yer almaktadır.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisi bir çok kez ampirik olarak incelenmiş ve farklı ülke veya ülke grupları ve dönemler için farklı bulgular ortaya konmuştur. Yapılan çalışmalarda göreceli verimlilik göstergesi olarak iki farklı yaklaşım bulunmaktadır: Birincisi, toplulaştırılmış veriye dayanan kişi başına düşen göreceli milli gelirin göreceli verimlilik göstergesi (proxy) olarak kullanıldığı çalışmalardır. İkincisi ise verimlilik değişkeninin, ticarete konu olan ve olmayan sektörler olmak üzere iki farklı sektörel sınıflandırmayla elde edildiği çalışmalardır.

İlk olarak Balassa (1964), göreceli kişi başına GSYİH'yı göreceli verimlilik göstergesi olarak kullanarak 12 gelişmiş ülke (Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Belçika, Birleşik Krallık, Danimarka, Fransa, Hollanda, İsveç, İtalya, Japonya, Kanada ve Norveç)'nin 1960 yılı verilerini kullanarak incelenmiştir. Yapılan OLS tahmin sonuçları ülkelerin kişi başına GSYİH'ları arttıkça reel döviz kurunun değerlendirildiğini göstererek hipotezi destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Drine ve Rault (2003) ise 20 Latin Amerika ülkesi üzerine yaptıkları çalışmada, 11 ülkede reel döviz kuru ile kişi başına reel GSYİH arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermiştir. Yıldırım (2007), Türkiye, ABD, Almanya, İngiltere ve Fransa için yaptığı OLS tahminleri sonucunda, bu ülkeler için B-S hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Yine Öztürk (2013), 26 OECD ülkesi için reel GSYİH ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi, Kao ve Pedroni panel eşbütünlük testleri ile sınımış ve iki test sonucunda farklı bulgular ortaya konularak B-S hipotezinin OECD ülkelerinde güçlü şekilde desteklenemediği yönünde sonuca ulaşılmıştır. Son dönem çalışmalarından Chowdhury (2011), 1950-2003 dönemine ait yıllık zaman serisi verileri ile ARDL eşbütünlük yöntemi çerçevesinde, Avustralya için B-S hipotezini incelemiş ve Avustralya için hipotezi destekleyen sonuçlara ulaşmıştır. Yine Chowdhury (2012), zaman serisi analizi kullanarak aynı yöntem ve verimlilik değişkeni ile yaptığı bir diğer çalışmada, yedi Güney Asya (SAARC) ülkesinde B-S hipotezini ampirik olarak test etmiş ve hipotezin 7 ülkenin 6 tanesinde geçerli olduğunu göstermiştir. Bordo vd. (2017) ise 14 gelişmiş ülkenin 1880-1997 dönemine ait verilerini kullanarak yaptığı çalışmada, panel Dinamik OLS tahmin sonuçlarına göre, B-S hipotezinin bazı ülkelerde geçerli olurken bazılarında geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Son olarak Iyke ve Odhiambo (2017), kişi başına milli gelirin verimlilik göstergesi olduğu diğer çalışmalardan farklı olarak, sekiz orta gelirli Afrika ülkesi için panel genelleştirilmiş momentler metodunu (GMM) kullanarak B-S hipotezini test etmiştir. Analiz sonuçları, ilgili ülke grubu için B-S hipotezini güçlü şekilde destekleyen bulgular sunmuştur.

Yukarıda da değinildiği üzere, B-S hipotezini test eden çalışmaların büyük bir kısmının göreceli verimlilik göstergesi olarak toplulaştırılmış veriye dayanan göreceli kişi başına GSYİH verisini kullandığı görülmektedir. Bunun yanında, göreceli verimlilik göstergesi olarak ticarete konu olan sektörlerin ticarete konu olmayan sektörlerle göre verimliliği, B-S hipotezinin geçerliliğinin sınanması açısından teori ile daha uyumlu bir göstergedir. Bu bağlamda, De Gregorio

ve Wolf (1994), 14 OECD ülkesi için 20 sektör verisi kullanarak B-S hipotezini analiz ettiği çalışmada ticarete konu olan sektörlerdeki verimlilik artışının reel kurda değerlenmeye yol açtığını göstermiştir. De Gregorio ve Wolf (1994)'ün sektörel sınıflandırmasını kullanan Asea ve Mendoza (1994) ise, yaptığı OLS tahminleri sonucunda OECD ülkelerinde B-S hipotezinin satın alma gücü paritesinden sapmaları açıklamada yeterli olmadığını ifade etmiştir. Benzer şekilde, sektörel bazda verimliliği dikkate alan MacDonald ve Ricci (2001) ise, dağıtım sektörünün reel döviz kuru üzerindeki etkisini B-S hipotezi ve diğer makro değişkenler (görelî reel faiz oranı, görelî net dış varlıklar) çerçevesinde analiz etmiştir. ABD, Almanya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Japonya, İsveç, İtalya ve Norveç ülkeleri üzerine yapılan panel Dinamik OLS tahmin sonuçları, ticarete konu olan sektörün görelî verimliliğindeki artışların reel döviz kurunda değerlenmeye neden olduğunu göstermiştir. Lee ve Tang (2003) ise, verimlilik artışı ve reel döviz kuru arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 12 OECD ülkesi için 9 sektör bazında panel veri analizi ile incelemiş ve yapılan FMOLS tahminleri B-S hipotezini destekleyen sonuçlar vermiştir. Choudhri ve Khan (2005), B-S hipotezinin geçerliliğini diğer çalışmalardan farklı olarak 16 gelişmekte olan ülke için analiz ettiği çalışmada, sektörel sınıflandırmada ticarete konu olan sektörler tarım ve imalat sektörü, diğer tüm sektörler ise ticarete konu olmayan sektör olarak kabul etmiştir. Dinamik OLS tahmin sonuçları, gelişmekte olan ülkelerde B-S hipotezinin güçlü şekilde geçerli olduğunu göstermiştir. Sonora ve Tica (2009) ise, 1991-2000 yılları arasındaki veri setini kullanarak 11 geçiş ülkesi için (Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Hırvatistan, Litvanya, Letonya, Macaristan, Polonya, Romanya, Slovakya ve Slovenya) ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisini incelemiştir. Yapılan analiz sonucunda, sadece 9 ülke için değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin güçlü olduğu gösterilmiştir. Dedu ve Dumitrescu (2010), B-S etkisinin ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik artışındaki farkları ve bunun yanında Romanya ile Euro Bölgesi arasında gözlenen enflasyon farklarını ne ölçüde açıkladığını zaman serisi analiziyle test etmiş ve yapılan En Küçük Kareler (OLS) tahminleri, B-S hipotezini destekleyen sonuçlar vermiştir. Jabeen ve diğerleri (2011), döviz kurunun reel teorisi olarak ifade ettikleri B-S hipotezini, Pakistan için 1972-2008 dönemi zaman serisi verileri ile test etmiştir. Johansen eşbütünleşme analizi sonucunda, görelî verimlilik farkının reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan sektörün görelî fiyatlarıyla ters ilişkili olduğu görülmüş ve B-S hipotezi doğrulanmamıştır. Son olarak Gubler ve Sax (2019), B-S hipotezini 18 büyük OECD ülkesi için üç ayrı sektörel verimlilik veri setini karşılaştırmalı olarak kullanarak test etmiştir. Çalışmada verimlilik göstergesi olarak kullanılan veri setleri şunlardır: i) De Gregorio ve Wolf (1994) tarafından da verimlilik ölçüsü olarak kullanılan, 1984-2008 dönemini kapsayan ve OECD sektörel üretkenlik veri tabanından (PDBi) elde edilen, sektörel toplam faktör verimliliği veri seti, ii) sektörel üretim ve istihdam verilerini dolayısıyla iş gücü verimliliğini içeren ve çok sayıda OECD ülkesi ve daha uzun zaman dilimi için mevcut olan STAN veri seti, iii) bulguları daha önceki çalışmalarla kıyaslayabilmek amacıyla kullanılan, iş gücü ve toplam faktör verimliliğini içeren ve sadece 1970-1997 dönemi için var olan ISDB sektörel veri seti olmuştur. Bu üç veri setinden STAN veri seti, en fazla sayıda ülke ve en uzun dönem için iş gücü verimliliği verisi sunmaktadır. Yapılan Dinamik OLS ve FMOLS tahminleri sonucunda genel olarak B-S hipotezini destekleyici bulgular elde edilememiştir. Hipotezin aksine, 1980'lerin ortalarından bu yana geçen süre için ticarete konu olan sektör verimliliği ile reel döviz kuru arasında negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

3. VERİ SETİ VE ÖLÇÜM

Çalışmada 25 OECD ülkesinin 1990-2016 dönemi verileri kullanılarak, reel döviz kuru ile ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin görelî verimliliği arasındaki ilişki panel veri analizi ile incelenmektedir.² Veri setinde yer alan 25 OECD ülkesi şu şekildedir: Almanya, ABD, Avusturya, Belçika, İngiltere, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İsrail, İsveç, İtalya, Japonya, Kanada, Kore, Costa Rica, Lüksemburg, Macaristan, Norveç, Polonya, Portekiz, Yunanistan.

3.1. Görelî Fiyatlar ve Görelî Verimlilik

B-S hipotezi temelde, ülkeler arasındaki görelî fiyat düzeyi ve ticari ve ticari olmayan sektörlerin görelî verimliliği arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Dolayısıyla, hipoteze konu olan temel değişkenlerden ilki görelî fiyat düzeyidir. Literatürde görelî fiyat düzeyinin göstergesi olarak çoğunlukla reel döviz kuru kullanılmaktadır

² OECD STAN veri tabanında, veriler 1990-2016 yılları arasında eksiksiz olduğu için analizde bu dönem aralığı kullanılmıştır. Belirtilen dönemde hem verimlilik değişkeni hem de bazı kontrol değişkenlerin çoğu yıllar için eksik olması nedeniyle 37 OECD ülkesinin 25 tanesi analize dahil edilmiştir.

(örneğin, De Gregorio ve Wolf, 1994; Lopçu vd., 2011; Omojimite ve Oriavwote, 2011; Çiftçi, 2016). Çalışmada, bağımlı değişken olarak çoklu (multilateral) reel döviz kuru olarak da adlandırılan reel efektif döviz kuru (REER) kullanılmıştır. Reel efektif döviz kuru, bir ülkenin yerli parasının dış ticaretinde başlıca yüksek paya sahip olan ülkelerin para birimlerinden oluşan kurlarının ticaret hacmine göre ağırlıklandırılmış ortalama değerinin ülkelerin göreceli fiyat düzeyini de içerecek şekilde düzenlenmiş halidir. REER, ülkelerin uluslararası alım ve rekabet gücünün karşılaştırılmasında önemli bir göstergedir. Bu bağlamda REER, ülkelerin tüm ticaret ortakları karşısındaki satın alma gücünü göstermesi açısından ikili reel döviz kuruna tercih edilmiştir.

B-S hipotezinin test edilmesi amacıyla yapılan ampirik analizlerde göreceli verimlilik göstergesi, kişi başına düşen göreceli milli gelir ile analizlerin toplulaştırılması ve ticarete konu olmayan sektörler gruplandırılarak sektörel göreceli verimlilik göstergesi oluşturulmasıyla iki farklı şekilde ele alınmaktadır. Bu çalışmada, B-S hipotezini toplulaştırılmış veriye dayanarak inceleyen çalışmaların aksine, sektörel göreceli verimlilik göstergesine dayanan bir analiz yapılmıştır. Çalışmanın ana değişkeni olan göreceli verimliliğin oluşturulmasında detaylı bir yol izlenmiştir. B-S hipotezinin geçerliliğini test etmek amacıyla daha önce yapılan birçok çalışmada ticarete konu olan ve olmayan sektör ayrımının imalat sektörü ve hizmetler sektörü olarak yapıldığı görülmektedir³ (bknz. Égert vd., 2002; Choudhri ve Khan, 2005; Lopçu vd., 2011; Uslu, 2012; Burgaç, 2012). Bu çalışmada, De Gregorio, Giovannini ve Wolf (1994)'un NACE 17 sınıflamasına göre yapmış oldukları sektörel ayrım takip edilerek daha ayrıntılı bir sektörel sınıflandırma yer almakta ve bu ayrım Tablo 1'de sunulmaktadır.

Tablo 1. Sektörel Ayrım

Sektörler	
D01T03: Tarım, ormancılık, balıkçılık	T
D05T39: Enerji dahil endüstri	NT
D10T33: İmalat	T
D35T39: Elektrik, gaz ve su temini	NT
D41T43: İnşaat	NT
D45T56: Toptan ve perakende ticaret	T
D49T53: Ulaşım ve depolama	T
D58T63: Bilişim ve iletişim	T
D69T82: Bilimsel ve teknik faaliyetler; idari ve destek hizmeti faaliyetleri	NT
D84T99: Toplumsal, sosyal ve kişisel faaliyetler	NT

Kaynak: OECD.stat (STAN Database- ISIC Rev.4 SNA08)

Not : T:Ticarete konu olan sektör, NT: Ticarete konu olmayan sektör

Literatürde verimlilik ölçütü işgücü verimliliği ve toplam faktör verimliliği olarak iki farklı şekilde kullanılmaktadır. İşgücü verimliliği yatırım dinamikleri için içselken, toplam faktör verimliliği yatırım dinamikleri ve sermaye birikimi için dış kaynaklıdır. Dolayısıyla işgücü verimliliği, yatırım maliyetlerindeki farklılığı içerdiğinden ülkeler için daha iyi bir verimlilik ölçüsü olmaktadır (Lee ve Tang, 2003: 18). Ayrıca OECD (2018) tarafından çalışılan saatlik kişi başına GSYİH olarak tanımlanan işgücü verimliliği ülkelerin verimlilik göstergesi olarak iyi bir ölçüttür. Bu ölçüt işgücü girdisinin diğer üretim faktörleri ile ne kadar verimli bir şekilde birleştirildiğini tanımlamaktadır. Bu nedenle çalışmada verimlilik göstergesi olarak OECD-STAN veri tabanından elde edilen işgücü verimliliği kullanılmıştır. Ticarete konu olan sektörlerin ticarete konu olmayan sektörlerle karşı göreceli verimlilik değişkeni şu şekilde elde edilmiştir:

Sektörlerin işgücü verimlilik (productivity) (P) verisi, her ülkenin her bir yıl içindeki sektörel katma değerinin çalışan sayısına oranlanarak elde edilmiştir:

$$P = \frac{\text{Katma Değer (Value Added, vol.)}}{\text{Çalışan Sayısı (Number of employees)}}$$

³ Bu sektörlerin dışındaki tarım, inşaat, ulaşım, iletişim gibi sektörlerin yapılan analizlerde farklı şekilde gruplandırıldığı görülmektedir. Örneğin, 1990 öncesi çalışmalarda inşaat sektörü ticarete konu olan sektör olarak analize dahil edilirken, daha sonraki dönemde ticarete konu olmayan sektör kabul edilmektedir.

Verimlilik (P) değişkeninin elde edilmesinin ardından sektörlerin ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan sektörler olarak sınıflanabilmesi amacıyla her bir sektörün katma değerinin toplam katma değer içindeki payı (share (S)) aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

$$S = \frac{\text{Sektörün Yıl İçindeki Katma Değeri}}{\text{Toplam Katma Değer}}$$

Sektörlerin hesaplanan payları (S) kullanılarak ve De Gregorio, Giovannini and Wolf (1994)'un sektörel sınıflaması baz alınarak, ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin işgücü verimlilikleri, sırasıyla ve aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır: ⁴

$$P_T = \frac{S_{0103} \cdot P_{0103} + S_{1033} \cdot P_{1033} + S_{4556} \cdot P_{4556} + S_{4953} \cdot P_{4953} + S_{5863} \cdot P_{5863}}{S_{0103} + S_{1033} + S_{4556} + S_{4953} + S_{5863}}$$

$$P_{NT} = \frac{S_{0539} \cdot P_{0539} + S_{3539} \cdot P_{3539} + S_{4143} \cdot P_{4143} + S_{6982} \cdot P_{6982} + S_{8499} \cdot P_{8499}}{S_{0539} + S_{3539} + S_{4143} + S_{6982} + S_{8499}}$$

P_T ve P_{NT} değerlerinin elde edilmesinin ardından analizde kullanılacak olan göreceli verimlilik değeri $\frac{P_T}{P_{NT}}$ oranı ile hesaplanmıştır ve "prod" değişkeni olarak modele dahil edilmiştir⁵.

3.2. Kontrol Değişkenler

B-S hipotezinin geçerliliğini inceleyen önceki çalışmalara bakıldığında birçoğunun göreceli verimlilik ile göreceli fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi sadece iki değişkenli model kullanarak inceledikleri görülmektedir (bknz. Drine ve Rault (2003), Bahmani-Oskooee ve Nasir (2004), Rodrik (2008), Sanora ve Tica (2009) ve Chowdry (2011)).⁶ Çalışmada, sektörler arası verimlilik farklarının reel döviz kuru üzerindeki etkisini ölçmek için iki değişkenli model kullanılmasının yanında, sektörel göreceli verimlilik değişkenine ek olarak reel döviz kurunun uzun dönemdeki değeri üzerinde belirleyici olabilecek kontrol değişkenler modele dahil edilerek oluşturulan çok-değişkenli model de tahmin edilmektedir. Bu bağlamda, reel döviz kurunun temel belirleyicileri üzerinde yapılan önceki çalışmalar dikkate alınarak, kişi başına reel GSYİH, dış ticaret hadleri, net dış varlıklar ve kamu harcamaları açıklayıcı değişken olarak modele eklenmiştir.

Bu değişkenlerin reel döviz kuru üzerindeki beklenen etkisi şöyledir: Kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasıladaki artışlar, ticarete konu olmayan malların talebini artıracaktır. Bu bağlamda, artan taleple birlikte ticarete konu olmayan malların göreceli fiyatındaki artış, fiyat genel seviyesinde yükselmeye neden olarak reel döviz kurunun değerlendirilmesine yol açmaktadır (De Gregorio and Wolf, 1994: 6). İhracat fiyatları endeksinin ithalat fiyatları endeksinde oranı olan dış ticaret haddindeki artış ihracat sektöründe fiyatları arttırdığından yurt içi gelirden artışa neden olmakta, bu durumda ithal mallara ve ticarete konu olmayan mallara olan talep artmaktadır. Bunun sonucunda ticarete konu olmayan malların fiyatı artarken reel kur değer kazanmaktadır. Ülkenin net dış varlıkları (net foreign assets, NFA) arttığından yine ticarete konu olmayan mallara olan talep ve dolayısıyla bu malların fiyatları artacak, bu sebeple ulusal para reel olarak değer kazanacaktır (Mkenda, 2001: 26). Bir ekonomide kamu harcamaları da ülke parasının değerini belirlemede etkili olan faktörlerdendir. Kamu harcamalarındaki artışın reel kurda yaratacağı etki konusunda iktisat yazınında iki farklı görüş bulunmaktadır: Klasik görüşe göre kamu harcamalarındaki artış piyasa rekabetini bozarak iktisadi düzenin işleyişini ve ekonominin genel verimliliğini azaltır (Ram, 1986: 191, Oktayer ve Susam, 2008: 147). Kamu harcamalarının vergilerle finanse edilmesi durumunda, vergilerdeki bir artışın kullanılabilir geliri azaltacağını ve ulusal paranın değerini düşüreceği savunulmaktadır. Diğer yandan Keynezyen görüşe göre, kamu harcamaları, ekonomik büyümeyi artırmak ve kısa dönem dalgalanmaları düzeltmek için tasarlanmış bir politika aracı olarak kullanılabilir dışsal bir faktördür (Arisoy, 2005:64). Bu bağlamda, kamu harcamalarındaki artış sanayileşme ve ekonomik büyümeyi artıracığından ulusal paranın değer kazanmasını sağlayacaktır.

⁴ Ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin işgücü verimliliğinin hesaplanmasında Gubler ve Sax (2019)'dan yararlanılmıştır.

⁵ Verimlilik değerinin sektörel olarak hesaplanması sayesinde milli gelirdeki ticarete konu olmayan sektörlerin ağırlığı ile tüketici fiyat endeksi kapsamındaki ticarete konu olmayan sektörlerin ağırlığı arasındaki tutarsızlık engellenmiş olmaktadır.

⁶ Choudri ve Khan (2005) ve Tintin (2009) gibi bazı çalışmalar ise reel döviz kuru denkleminde kontrol değişkeni olarak sadece dış ticaret hadlerini eklemiştir.

Çalışmada reel efektif döviz kuru ve kişi başına GSYİH'nin doğal logaritmaları alınarak modele dahil edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenlerin tanımı ve kaynağı Tablo 2'de sunulmaktadır.

Tablo 2. Değişkenler ve Tanımları

Değişkenler	Değişken ismi	Kaynak
reer	Reel efektif döviz kuru (2010=100, Tüfe bazlı)	BIS (Bank of International Settlements) ve World Development Indicators (WDI) veritabanı
prod	Görelî verimlilik	OECD STAN
rgdpcapita	Kişi başına reel gayri safi yurt içi hasıla	WDI
nfa	Net dış varlıkların GSYİH içindeki payı (%)	WDI
govspend	Kamu harcamalarının GSYİH içindeki payı (%)	WDI
tot	Dış Ticaret Hadleri	Economic Outlook No 104, IFS

4. MODEL VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada OECD ülkelerinde görelî sektörel verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisini incelemek amacıyla temel olarak panel veri analizi kullanılmaktadır. Panel veri, hanehalkları, firmalar, ülkeler gibi yatay kesit birimlerine ait gözlemlerin birden fazla dönem için bir araya getirilmesiyle oluşmakla birlikte, hem yatay kesit hem de zaman boyutunda değişime izin vermesi yönüyle hem zaman serisi hem de yatay kesit analizlerine göre avantajlıdır. Diğer yandan, bireylerin, firmaların ve ülkelerin heterojen olduğunu varsayılırken, birimlere ve zamana özgü gözlemlenemeyen etkilerin kontrol altına alınmasına olanak tanımaktadır (Baltagi, 2005).

Büyük N ve büyük T panel veri setlerinde 3 önemli husus ön plana çıkmaktadır: Heterojenlik, dinamik yapı ve yatay-kesit bağımlılığı (Smith ve Fuertes, 2010). Bu bağlamda çalışmada, OECD ülkelerinde Balassa-Samuelsön etkisinin var olup olmadığının incelenmesi amacıyla, bu üç konuyu dikkate alan model tahmin yöntemleri kullanılmıştır. İlk olarak çalışmada görelî verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi, Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkiyi ayrı ayrı tahmin etmeye olanak tanıyan Ortalama Grup (Mean Group, MG) ve Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group, PMG) panel ARDL yöntemleriyle analiz edilmiştir. Bu tahminci, görelî verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisinin ülkeler arasında homojen ya da heterojen olup olmadığını da göz önüne alırken, değişkenler arasındaki potansiyel içsellığe, eşanlılığa (simultaneity) ve hata terimindeki otokorelasyona karşı güçlü bir yöntem sunmaktadır. Bir diğer analiz yöntemi olarak, Chudik ve Pesaran (2015) tarafından geliştirilen Kesitsel olarak Genişletilmiş (Cross-Sectionally-Augmented) Panel ARDL yöntemi ile, ülkeleri ortak şekilde ve farklı büyüklükte etkileyen ortak küresel faktörlerin etkisi kontrol edilerek dinamik panel veri modeli ile analiz edilmiştir. Yöntemlerin ayrıntılı anlatımı aşağıda verilmektedir.

4.1. Panel ARDL Yöntemi

Değişkenlerin bir kısmının durağan I(0) bir kısmının durağan olmadığı I(1) durumda değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (Autoregressive Distributed Lag; ARDL) yöntemi ile analiz edilebilmektedir. Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL yaklaşımı, değişkenlerin I(0) ve/veya I(1) olduğu durumda tutarlı parametre tahminleri vermektedir.

$t=1,2,\dots,T$ dönemleri ve $i=1,2,\dots,N$ gruplarında uzun dönem ilişkiyi analiz etmek için Pesaran vd. (1999) tarafından önerilen kısıtsız Panel ARDL(p,q,r,...,q) modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) nolu denklemde X_{it} ($k \times 1$), açıklayıcı değişken vektörünü ifade etmektedir. μ_i gözlemlenemeyen bireysel etkileri ve ε_{it} hata terimini temsil etmektedir. (1) nolu kısıtlanmamış panel ARDL modeli, hata düzeltme (error correction) modeli olarak yeniden düzenlendiğinde aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir:

$$\Delta Y_{it} = \phi_i (Y_{i,t-1} - \beta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^{**}_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$i=1,2,\dots,N$ ve $t=1,2,\dots,T$ 'dir.

Burada,

$$\phi_i = - \left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \right), \quad \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / \left(1 - \sum_k \lambda_{ik} \right)$$

$$\lambda^*_{ij} = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}, \quad j=1,2,\dots,p-1 \text{ için}$$
$$\delta^{**}_{ij} = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, \quad j=1,2,\dots,q-1 \text{ için}$$

Denklem (2)'de ϕ_i hata düzeltme katsayısını temsil etmektedir. Bu katsayının negatif ve anlamlı olması değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin diğer bir deyişle eşbütünleşmenin varlığını ve dengeden sapma durumunda uzun dönemde tekrar dengeye dönüldüğünü göstermektedir. β_i açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki uzun dönemdeki etkisini gösteren uzun dönem katsayılarını, δ_{ij} ise açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki kısa dönemdeki etkilerini gösteren kısa dönem katsayılarıdır. Optimal gecikme uzunlukları olan p ve q , hata teriminde ardışık bağımlılık olmayacak şekilde (1) denklemi ile verilen kısıtsız panel ARDL modeli üzerinden belirlenmektedir⁷.

4.2. Katsayıların Heterojenliği: Ortalama Grup (Mean Group) ve Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group) Tahmincileri

Büyük N ve büyük T boyutuna sahip dinamik panel veri modelleri için, parametrelerin homojenliği üzerinde farklı kısıtlamaları ortaya koyan çeşitli alternatif yöntemler mevcuttur. İlk yöntem, Pesaran ve Smith tarafından önerilen Ortalama Grup (Mean Group; MG) tahmincisidir ve bu yöntem hem kısa hem de uzun dönem katsayıların birimler arasında farklı olduğunu (heterogeneity) varsaymaktadır. Pesaran ve Smith (1995) çalışmalarında, her bir yatay-kesit birimi için elde edilen katsayıların ağırlıksız ortalamasının kısa ve uzun dönem katsayıları için tutarlı tahminler verdiğini göstermiştir. Panel ARDL modelinin katsayı homojenliği üzerine MG modelinin tam tersi varsayımlara sahip olan bir diğer alternatif yaklaşım Dinamik Sabit Etkiler (Dynamic Fixed Effects; DFE) modelidir. DFE modelinde sabit terimlerin (intercepts) birimler arasında farklı olmasına izin verilirken, hem uzun hem de kısa dönem eğim katsayılarının tüm birimler için aynı olduğu varsayılmaktadır. Buna karşılık Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından ortaya konulan Havuzlanmış Ortalama Grup tahmincisi (Pooled Mean Group; PMG), ülkeler arasında uzun dönem katsayıların aynı, kısa dönem katsayıların ve sabit terimin ise farklı olduğunu varsaymaktadır. Değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisi, genellikle bütçe kısıtları, arbitraj koşulları, ortak teknoloji kullanımı gibi nedenlerle ülkeler arasında benzer olabilmektedir. Diğer yandan değişkenlerin kısa dönemdeki tepkileri daha çok, ülkelerin iç ve dış şoklar karşısındaki kırılabilirlikleri, para ve maliye politikalarının uyumlama mekanizması, finansal piyasa aksaklıkları gibi ülkelere özgü özelliklere bağlı olabilmektedir (Pesaran, Shin ve Smith, 1999; Loayza ve Ranciere, 2005). Bu nedenle PMG tahmincisinin uzun ve kısa dönem katsayılarının homojenliği üzerindeki varsayımları gerçek hayatla sıklıkla uyuşabilmektedir. Bu 3 tahmin yönteminden DFE'nin, uzun ve kısa dönem katsayılar üzerinde yaptığı homojenlik kısıtlaması gerçek hayatla uyuşmadığından bu çalışmada göreceli verimlilik ile reel döviz kuru arasındaki ilişki hem PMG hem de MG yöntemi ile tahmin edilmiş, hangi yöntemin uygun olduğuna ise Hausman testi ile karar verilmiştir.

⁷ ARDL modelinin varsayımları şu şekildedir:

- ε_{it} iid, hatalar özdeş ve bağımsız dağılımlıdır. Otokorelasyon sorunu ve yatay kesit bağımlılığı (cross section dependency (CSD)) bulunmamaktadır.
- $\phi_i < 0$, hata düzeltme terimi anlamlı ve negatiftir. Bu varsayım altında seriler uzun dönemde dengeye gelecektir.

PMG tahmincisi uzun dönem katsayıların ülkeler arasında heterojen olduğu durumda tutarsızken, MG tahminleri tutarlı ve etkin olmaktadır. Bu durumda uzun dönem katsayıların homojen ya da heterojen olduğu Hausman (1978) Testi ile test edilebilmektedir. Bu testin boş hipotezi, uzun dönem katsayıların tüm yatay kesitler için aynı (homojen) olduğunu ifade etmektedir. PMG burada etkin ve tutarlı sonuçlar verirken, MG tahminleri tutarlıdır fakat etkin değildir. Testin alternatif hipotezi ise, uzun dönem katsayıların farklı (heterojen) olduğunu ifade etmektedir.

4.3. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Yatay-Kesitsel Olarak Genişletilmiş Panel ARDL Yöntemi

Son dönemlerde hem ampirik hem de teorik olarak yapılan çalışmalar (örneğin Phillips ve Sul, 2003; Pesaran vd., 2007; Banerjee ve Silvestre, 2013; Chudik ve Pesaran, 2015; Everaert ve Groote, 2016), panel veride yatay kesit bağımlılığı sorununa dikkat çekmektedir. Küreselleşen dünyada, ülkelerin artan ticari ve finansal bağları, petrol şokları, uluslararası finansal krizler gibi çok sayıda ülkeyi birden etkileyen faktörler, ülkelerin makroekonomik değişkenlerinin birbirine bağımlı olmasına neden olmuştur. Yatay kesit bağımlılığı, mekansal korelasyonlar, ekonomik mesafe, ortak küresel şoklar, teknolojik gelişme ve gözlemlenmemiş ortak faktörler gibi nedenlerle ortaya çıkmaktadır. Yatay-kesit birimleri üzerindeki bu gözlemlenemeyen ortak faktörler, regresyonun hata terimleri arasında korelasyona neden olmaktadır.

Çalışmada, hem yatay kesit hem de zaman boyutunun büyük olması nedeniyle yatay kesit bağımlılığının varlığı Pesaran (2004) Yatay Kesit Bağımlılık Testi ile analiz edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde, Pesaran (2004), N boyutunun büyük T boyutunun sonsuz olduğu durumda Breusch ve Pagan (1980) testinin tutarsız olduğunu göz önünde bulundurarak aşağıdaki alternatif test istatistiğini geliştirmiştir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \right)$$

Burada ρ_{ij} farklı yatay-kesitlerden gelen hata terimleri arasındaki korelasyonun örneklem tahminidir.

Panel veride yatay kesit bağımlılığı durumunda, yaygın olarak kullanılan ekonometrik tahmin ediciler (sabit etkiler, rassal etkiler, panel ARDL vs.), özellikle modeldeki açıklayıcı değişkenler yatay kesit bağımlılığının ardındaki faktörlerle ilişkili ise, tutarsız sonuçlar vermektedir (Pesaran, 2006: 968). Son yıllarda araştırmacılar, gözlemlenmemiş ortak faktörler ve heterojen yatay kesit bağımlılığına yol açan bireysel etkiler ile ortak bir faktör spesifikasyonu kullanarak yatay kesit bağımlılığını modellemişlerdir (Robertson ve Symons, 2000; Phillips ve Sul, 2003, Stock ve Watson, 2002; Bai ve Ng, 2004; Moon ve Perron, 2004; Pesaran, 2006). Pesaran (2006) tarafından önerilen ortak korelasyonlu etkiler (common correlated effect, CCE) tahmincisi, yatay-kesit bağımlılığına yol açan gözlemlenmemiş ortak faktörleri, bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin yatay kesit ortalamaları ile temsil etmektedir. Bu yaklaşım, açıklayıcı değişkenler ortak faktörlerle ilişkili olduğunda tutarlı tahminler vermektedir (Pesaran vd., 2007:1). Standart ARDL modelinin varsayımları arasında hataların bağımsız dağılımı ve yatay kesit bağımlılığının bulunmaması yer almaktadır. Dolayısıyla herhangi bir gözlemlenmemiş ortak faktör, yatay kesit bağımlılığı problemine yol açarak ARDL modeli ile elde edilen tahminlerin yanıltıcı olmasına neden olmaktadır. Chudik ve Pesaran (2015), CCE tahmincisini dinamik modellere uygulanabilecek şekilde genişleterek yatay kesitsel olarak genişletilmiş ARDL (cross-sectionally augmented ARDL) ya da diğer adıyla Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler modelini geliştirmiştir. Chudik ve Pesaran (2015), kısıtsız ARDL modelinin bağımlı ve bağımsız değişkenlerin ve bunların yeterli sayıda gecikmesinin yatay-kesit ortalaması ile genişletildiğinde tutarlı tahminler elde edildiğini göstermiştir.

Kesitsel olarak genişletilmiş panel ARDL (cross-sectionally augmented ARDL) modelini aşağıdaki gibi tanımlamaktadır:

$$y_{it} = c_{yi}^* + \sum_{\ell=1}^{py} \varphi_{i\ell} y_{i,t-\ell} + \sum_{\ell=0}^{px} \beta_{i\ell}^* x_{i,t-\ell} + \sum_{\ell=0}^{pz} \psi_{i\ell}^* \bar{z}_{t-\ell} + e_{it}^* \quad (3)$$

Burada $\bar{z} = (\bar{y}_t, \bar{x}_t)$, $p\bar{z} = (T^{1/3})$, $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$ ve $\bar{x}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_{it}$ olarak ifade edilen, modeldeki değişkenlerin yatay-kesit ortalamalarını göstermektedir⁸.

Çalışmada öncelikle, modeldeki değişkenlerin durağan olup olmadıklarını belirlemek amacı ile Im, Pesaran ve Shin(2003), Maddala ve Wu (ADF) (1999) ve Pesaran (2007) CADF panel birim kök testleri kullanılarak durağanlık analizleri yapılmıştır. Durağanlık analizinin ardından, sektörlerin görece verimliliğinin reel döviz kuru üzerindeki etkisi, panel ARDL ve yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) yöntemi ile tahmin edilmiştir.

5. BULGULAR

Model tahminine geçmeden önce değişkenlerin durağan olup olmadıkları Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS) ve Pesaran (2006) CADF panel birim kök testleri ile test edilmiştir. IPS, birimler arasında yatay-kesit bağımlılığı olmadığını varsayan 1. Nesil panel birim kök testlerinden olmakla birlikte, tahmin edilen ADF regresyonundaki otoregresif katsayısının birimler arasında heterojen olduğunu varsayar. Pesaran (2006) Kesitsel olarak Genişletilmiş ADF panel birim kök testi ise ADF regresyonuna değişkenlerin yatay-kesit ortalamalarını ekleyerek yatay-kesit bağımlılığının göz önüne alınmasına olanak tanımaktadır⁹.

IPS ve CADF panel birim kök test sonuçları Tablo 3’de sunulmuştur. IPS test sonuçlarına göre kamu harcamaları (govspend) ve dış ticaret hadleri (tot) I(0), diğer değişkenler I(1)’dir. Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran CADF test sonuçlarına göre ise, kamu harcamaları I(0), diğer değişkenler I(1)’dir. Değişkenlerin bir kısmının I(0) bir kısmının ise I(1) olduğu durumda değişkenler arasındaki uzun dönem ve kısa dönemli ilişki, Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (Autoregressive Distributed Lag; ARDL) yöntemi ile tahmin edilebilmektedir.

Tablo 3. IPS ve MW Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	IPS	Pesaran CADF
Lreer	-12,208	-0,652
Δlreer	-11,4119***	-4,369***
Prod	16,589	-1,211
Δprod	-10,503***	-7,702***
Lrgdpcapita	15,389	-0,609
Δlrgdpcapita	-10,1389***	-3,553***
Govspend	-2,204**	-1,791**
Δgovspend	-11,868***	-1,365 *
Tot	-1,753**	-1,294
Δtot	-15,6477***	-10,138***

8 Bu tahminlerin geçerli olması için yatay kesit ortalamalarının sayısı, gözlemlenmemiş ortak faktörlerin sayısının en az bir eksiği kadar büyük olmalıdır. Uygulamada gözlemlenmemiş ortak faktörlerin sayısı bilinmediğinden, $p\bar{z}'$ nin $T^{1/3}$ 'e eşit olacak şekilde belirlenmesinin uygun olacağı belirtilmiştir. $T^{1/3}$ yatay kesit ortalamalarının gecikme sayısını belirlemektedir. Bu bağlamda, Chudik ve Pesaran (2015) ARDL modeline eklenecek olan yatay kesit ortalamalarının gecikme sayısını T= 40, 50, 100, 150, 200 için sırasıyla $p_i = 3, 3, 4, 5, 5$ şeklinde önermiştir.

9 IPS testi aşağıdaki ADF regresyonuna dayanmaktadır:
 $\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{it} \quad (i=1, \dots, N) (t=1, \dots, T)$

$H_0: \beta_i = 0$ birim kök vardır.

$H_1: \beta_i < 0 \quad (i=1, \dots, N_i)$ ve $\beta_i = 0 \quad (i= N_1 + 1, N_2 + 1, \dots, N)$ bazı kesitlerde birim kök varken bazı kesitlerde birim kök yoktur.

CADF testi ise $\Delta y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + \delta_{0i} + \delta_{1i} t + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + c_i \bar{y}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \epsilon_{it}$ regresyonuna dayanmaktadır.

Nfa	-10,212	0,342
Δnfa	-9,9298***	-3,762***

Not: ***,**,ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir. Tüm değişkenler için trendli değerlendirme yapılmıştır. Değişkenlerin gecikme uzunluğu maksimum 4 gecikme ile akaike bilgi kriterine (Akaike Information Criteria) göre belirlenmiştir. Δ, değişkenlerin birinci farklarının alındığını göstermektedir.

5.1. Panel ARDL Tahmin Sonuçları

ARDL analizi, değişkenlerin I(0) ve/veya I(1) olduğu durumda tutarlı tahminler vermekle birlikte, değişkenler arasında eşbütünleşme olup olmadığının ayrıca test edilme ihtiyacını da ortadan kaldırmaktadır (Pesaran vd. 2001: 290)¹⁰. ARDL yönteminin diğer eşbütünleşme tahmin yöntemlerine göre temel avantajı, dinamik bir yapıya sahip olmasıdır. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeleri değerlerinin modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilmesi ile değişkenlerin önceki dönemlerdeki değerlerinin cari dönem üzerindeki etkisini tahmin ve kontrol etme olanağı sunmaktadır. ARDL modelinin yeniden parametrize edilmesiyle oluşturulan hata düzeltme modelinin tahmini, değişkenler arasındaki hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkinin incelenmesine olanak tanımaktadır.

Çalışmada görece verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi, diğer çalışmalarla kıyaslama yapılabilmesi açısından, öncelikle iki değişkenli model tahmin edilmiştir. Tahmin edilen ARDL(1,1) modeli şu şekildedir¹¹:

$$reer_{it} = \lambda_i reer_{i,t-1} + \delta_{1i} prod_{it} + \delta_{2i} prod_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Burada $i=1, \dots, N$ grupları ve $t=1, \dots, T$ zamanları için reer bağımlı değişken olup reel efektif döviz kurunu, prod açıklayıcı değişkeni ise görece verimliliği ifade etmektedir.

Yukarıda verilen kısıtsız ARDL modeli yeniden parametrize edilerek oluşturulan hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta reer_{it} = \Phi_i (reer_{i,t-1} - \beta_{1i} prod_{it}) + \delta_{1i} \Delta prod_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından önerilen PMG tahmincisi ülkeler arasında uzun dönem katsayıların aynı ($\beta_1 = \beta$), kısa dönem katsayıların farklı olduğunu varsayarken, MG tahmincisi hem uzun dönem hem de kısa dönem katsayıların farklı olduğunu varsaymaktadır.

PMG ve MG tahmin sonuçları Tablo 4'de yer almaktadır. Öncelikle hem MG hem de PMG tahminlerinden elde edilen hata düzeltme katsayısının negatif ve anlamlı olması, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) varlığını ve değişkenlerin uzun dönemde dengeye yakınsağını göstermektedir. Hausman test istatistiğine göre, (test istatistik değeri 0.27 ve olasılık değeri (p-value) 0.606) uzun dönem katsayıların tüm yatay kesitler için aynı olduğunu ifade eden boş hipotezinin ($H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_N$) red edilemediği görülmektedir. Bu nedenle çalışmanın model tahmin sonuçları olarak PMG sonuçları yorumlanacaktır. PMG tahmin sonuçlarına göre, uzun dönemde görece verimliliğin reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer bir deyişle uzun dönem katsayı tahmini, ticarete konu olan ve olmayan sektörler arasındaki verimlilik farklarının genel fiyat düzeyini artırıp uzun dönemde reel döviz kurunda değerlenmeye sebep olduğu göstermekte ve Balassa-Samuelson hipotezini desteklemektedir. Kısa dönemde ise görece üretkenliğin katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır ve reel kur üzerinde etkili olmadığı görülmektedir.

¹⁰ ARDL analizinde değişkenlerin düzeyde durağan ya da birinci farklarının durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle, değişkenlerin I(2) olmadığının gösterilmesi amacıyla model tahmini öncesinde birim kök testlerinin yapılması gerekmektedir.

¹¹ Modelde optimal gecikme uzunluğu, değişkenlerin gecikme uzunluklarının aynı olduğu varsayımı altında, maksimum gecikme değeri 2 verilerek Akaike bilgi kriterine göre kısıtsız ARDL modeli üzerinden belirlenmiştir.

Tablo 4. Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) ve Ortalama Grup (MG) Tahmin Sonuçları

<i>Uzun Dönem Kats.</i>	MG	PMG
Prod	-0,023 (0,271)	0,115*** (0,037)
ec	-0,282*** (0,027)	-0,230*** (0,025)
<i>Kısa Dönem Kats.</i>		
Δ prod	0,142* (0,081)	0,076 (0,064)
Constant	1,363*** (0,139)	1,032*** (0,110)
Hausman Test		0,27
p-value		0,606

Not: Parantez içindeki değerler standart hatalardır. ***, **, ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu tüm değişkenler için aynıdır. _ec (error correction) hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

İki değişkenli ARDL modeline göreli verimliliğin yanında diğer açıklayıcı değişkenler dahil edildiğinde denklem (6) elde edilmektedir.

$$reer_{it} = \lambda_i reer_{it-1} + \delta_{1i} prod_{it} + \delta_{2i} prod_{it-1} + \alpha_{1i} rgdpcapita_{it} + \alpha_{2i} rgdpcapita_{it-1} + \partial_{1i} nfa_{it} + \partial_{2i} nfa_{it-1} + \vartheta_{1i} govspend_{it} + \vartheta_{2i} govspend_{it-1} + \varphi_{1i} tot_{it} + \varphi_{2i} tot_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Burada $i=1, \dots, N$ grupları ve $t=1, \dots, T$ zamanları için reer bağımlı değişken olup reel efektif döviz kurunu ifade etmektedir. Prod değişkeni göreli verimliliği, rgdpcapita kişi başına düşen reel geliri, nfa net dış varlıkları, govspend hükümet harcamalarını ve tot ticaret hadlerini ifade etmektedir.

ARDL modeli, hata düzeltme modeli olarak yeniden düzenlendiğinde denklem (7) elde edilmektedir.

$$\Delta reer_{it} = \phi_i (reer_{it-1} - \beta'_{1i} prod_{it} - \beta'_{2i} rgdpcapita_{it} - \beta'_{3i} nfa_{it} - \beta'_{4i} govspend_{it} - \beta'_{5i} tot_{it}) + \delta_{1i} \Delta prod_{it} + \alpha_{1i} \Delta rgdpcapita_{it} + \partial_{1i} \Delta nfa_{it} + \vartheta_{1i} \Delta govspend_{it} + \varphi_{1i} \Delta tot_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Tablo 5 sektörel olarak hesaplanan göreli verimlilik, kişi başına düşen GSYİH, kamu harcamaları, ticaret hadleri ve net dış varlıklar ile reel döviz kuru ilişkisinin PMG ve MG tahmin sonuçlarını göstermektedir. Öncelikle Hausman test istatistiği uzun dönem katsayıların ülkeler arasında aynı olduğu hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir. Bu nedenle PMG tahmincisi tutarlı ve etkin tahminciler sunması nedeniyle MG tahmincisine tercih edilmiştir. Yapılan analiz sonuçlarında hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması (-0.393), bağımlı değişken reel efektif döviz kuru ve açıklayıcı değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bu durumda, uzun dönem denge değerinden sapma oluştuğunda, reel efektif döviz kurundaki sapmanın her yıl yaklaşık %39'u giderilecektir.

PMG tahmin sonuçları, reel döviz kuru üzerinde uzun dönemde etkili olabilecek diğer değişkenlerin etkisi kontrol edildiğinde de çalışmanın ana değişkeni olan göreli verimliliğin katsayısının uzun dönemde pozitif ve anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu sonuca göre göreli verimlilik artışları reel efektif döviz kurunu artırmakta ve böylece ulusal para değer kazanmaktadır. Çalışmada kullanılan kontrol değişkenlerin uzun dönem tahmin sonuçlarına bakıldığında, genel olarak sonuçların beklentiye ve teoriye uygun olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlara göre, kişi başına GSYİH katsayısı pozitif ve anlamlıdır. Bu bulgu, kişi başına GSYİH artışının reel döviz kurunu artırması ve ulusal paranın değer kazanması anlamına gelmektedir. Kamu harcamaları katsayısı ise negatif ve anlamlıdır. Bu katsayı, devlet harcamalarındaki artışın reel döviz kurunu negatif olarak etkilediğini ve ulusal paranın değer kaybettiğini göstermektedir. Son yıllarda dünya genelinde ekonomideki performans düşüşünün sebebi olarak devletin etkinsizliği gösterilmektedir (Ram, 1986: 191, Oktayer ve Susam, 2008: 147). Bu bağlamda devlet müdahalesinin özel sektör yatırımlarının azalmasına, böylece ortalama verimliliğin ve büyümenin azalmasına sebep olduğu görüşü ile birlikte bulgularımız desteklenmektedir. Elde edilen tahmin sonuçlarında,

bir diğer açıklayıcı değişken olan ticaret hadlerinin katsayısı pozitif ancak istatistiksel olarak anlamsızdır. Net dış varlıklara bakıldığında ise, bu değişkenin uzun dönem katsayısının pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç, net dış varlıklardaki artışın reel döviz kurunu pozitif olarak etkilediğini göstermektedir. Bu durumda ulusal para değer kazanmaktadır.

Balassa Samuelson hipotezi, uzun dönemde reel döviz kurunda meydana gelen değerlenmeyi açıklamaktadır. Uzun dönem katsayıların yanı sıra kısa dönem katsayıları da açıklamak gerekirse, çalışmanın ana değişkeni olan görece verimlilik katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır ve reel döviz kurunda etkisi görülmemektedir. Bu sonuç kısa dönemdeki üretkenlik artışının reel döviz kurunda değerlenmeye sebep olmayacağı beklentisiyle uyumludur.

Kısa dönemde kontrol değişkenleri için yapılan tahmin sonuçlarında, kişi başına düşen GSYİH katsayısı pozitif ve anlamlıdır. Bu durumda kişi başına düşen GSYİH'deki artış, reel döviz kurunda pozitif bir etki göstermektedir. Aynı şekilde kamu harcamaları katsayısı da kısa dönemde pozitif ve anlamlıdır. Bu sonuç, kamu harcamalarındaki artış ile birlikte kısa dönemde reel döviz kurunun değerlenmesi anlamına gelmektedir. Elde edilen sonuçlar, ticaret hadleri ve net dış varlıkların katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğunu ve bu değişkenlerin kısa dönemde reel döviz kuru üzerinde etkilerinin olmadığını göstermektedir.

Tablo 5. Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) ve Ortalama Grup (MG) Tahmin Sonuçları

	MG	PMG
<i>Uzun Dönem Kats.</i>		
Prod	-1,067 (1,341)	0,133*** (0,037)
Lrgdpcapita	3,683 (3,238)	0,233*** (0,049)
Govspend	-0,078** (0,037)	-0,015*** (0,004)
Tot	-0,141 (0,872)	0,098 (0,074)
Nfa	-8,980 (8,559)	0,018** (0,008)
ec	-0,729*** (0,081)	-0,393*** (0,038)
<i>Kısa Dönem Kats.</i>		
Δprod	0,125 (0,166)	-0,069 (0,068)
Δlrgdpcapita	0,304 (0,436)	0,502** (0,254)
Δgovspend	0,032** (0,015)	0,028** (0,012)
Δtot	-0,081 (0,337)	-0,068 (0,180)
Δnfa	0,204 (0,155)	-0,134 (0,075)
Constant	1,166 (3,053)	0,868*** (0,088)
Hausman Test		3,76
p-value		0,585

Not: ***, **, ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu tüm değişkenler için aynıdır. _ec (error correction) hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

5.2. Yatay-kesit Bağımlılığı testi ve Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Tahmin sonuçları

Önceki bölümde de bahsedildiği üzere, ülkeleri ortak şekilde ancak farklı düzeyde etkileyen küresel krizler, teknolojik gelişme, mekânsal etkiler gibi ortak faktörler, ülkelerin makroekonomik değişkenlerinin birbirinden etkilenmesine neden olmaktadır. Bu durumda, klasik ARDL regresyonunun hata terimleri ülkeler arasında ilişkili olacak bu da katsayı tahminlerinin tutarsız olmasına neden olabilecektir. Bu nedenle, ikili ve genişletilmiş modelin yatay-kesit bağımlılığını dikkate almayan PMG tahmincisi ile tahmin edilmesinin ardından ülkeler arasında yatay-kesit bağımlılığı test edilmiştir. İkili ve genişletilmiş model için yatay kesit bağımlılığını analiz eden Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 6'da sunulmaktadır. Test sonucuna göre her iki modelde de yatay-kesit bağımlılığı yoktur boş hipotezi güçlü şekilde reddedilmektedir. Bu durumda, yatay-kesit bağımlılığını göz ardı eden yöntemler tutarsız parametre tahminleri verebilmektedir. Önceki bölümde elde edilen sonuçların güçlülüğünü sınamak amacıyla bir önceki bölümde tahmin edilen ARDL modelleri Chudik ve Pesaran (2015) tarafından geliştirilen ve ARDL modelinin değişkenlerin yatay-kesit ortalamaları ve bunların gecikmeleri ile genişletilmesi ile oluşturulan Dinamik CCE (CS-ARDL) modeli kullanılarak tahmin edilmiştir.

Tablo 6. Pesaran (2004) Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Model	CD test istatistiği	Olasılık değeri
İki değişkenli model	9, 207	0, 0000
Genişletilmiş model	15, 770	0, 0000

Tahmin edilen iki değişkenli CS-ARDL modeli şu şekildedir¹²:

$$y_{it} = \sum_{\ell=1}^{p_y} \varphi_{i\ell} \overline{lrer}_{it-\ell} + \sum_{\ell=0}^{p_x} \beta_{i\ell} \overline{prod}_{it-\ell} + \sum_{\ell=0}^{p_y} \psi_{1i\ell} \overline{lrer}_{t-\ell} + \sum_{\ell=0}^{p_x} \psi_{2i\ell} \overline{prod}_{t-\ell} + \mu_{it} + e_{it}^* \quad (8)$$

Burada, $p_y, p_x = (T^{1/3})$, $\overline{lrer}_t = N^{-1} \sum_{i=t}^N lrer_{it}$ ve $\overline{prod}_t = N^{-1} \sum_{i=t}^N prod_{it}$ olarak ifade edilmektedir.

Çalışmada T=26 olduğundan ARDL modeline eklenecek olan yatay kesit ortalamalarının gecikme sayısı sırasıyla $p_y, p_x = 2, 2$ şeklindedir. Panel ARDL modelinde olduğu gibi, uzun dönem ve kısa dönem katsayılar üzerindeki homojenlik varsayımına göre, PMG ve MG olarak iki farklı şekilde tahmin edilmiştir. İki değişkenli model için CS-ARDL tahmin sonuçları Tablo 7'de sunulmaktadır^{13,14}. Uzun dönem katsayı tahminlerine bakıldığında, hem MG hem de PMG tahmin sonuçlarına göre, göreceli verimlilik istatistiksel olarak anlamlı değildir. Hausman test istatistiğine göre, uzun dönem parametrelerinin tüm yatay kesitler için homojen olduğunu ifade eden boş hipotezi ($H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_N$), yüzde 5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Kısa dönemde de göreceli verimliliğin katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır ve reel kur üzerinde etkili olmadığı görülmektedir. Dinamik CCE tahmin sonuçları, ülkeleri ortak şekilde etkileyen gözlemlenemeyen faktörlerin etkisi kontrol altına alındığında ticarete konu olan sektörlerin olmayan sektörler göre verimliliğindeki artışın ülkelerin göreceli fiyat düzeyinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla bu sonuçlara göre B-S etkisi geçerli görülmemektedir. Dinamik CCE modelinde her bir değişkenin yatay-kesit ortalaması ve bunların gecikmeleri de modele dahil edilip katsayılarının tahmin edilmesi gerekmektedir. Kontrol değişkenlerin de modele eklenmesi ile oluşturulan genişletilmiş modelde tahmin edilmesi gereken çok fazla sayıda parametre olması nedeniyle serbestlik derecesinin yetersiz kalması nedeniyle genişletilmiş modelin Dinamik CCE yöntemi ile tahmin edilmesi mümkün olmamıştır.

12 Modelde optimal gecikme uzunluğu, maksimum gecikme değeri 2 verilerek Akaike bilgi kriterine göre kısıtsız ARDL modeli üzerinden belirlenmiştir.

13 Modele eklenen değişkenlerin yatay-kesit ortalamaları ve bunların gecikmelerinin katsayılarına, ekonomik olarak bir anlam taşımadığı için tabloda yer verilmemiştir.

14 İki değişkenli CS-ARDL modeline göreceli verimliliğin yanında diğer açıklayıcı değişkenler dahil edildiğinde değişken sayısının fazla olması, değişkenlerin ortalamalarının ve gecikmeli değerlerinin de modele eklenmesi nedeniyle model tahmin edilememiştir.

Tablo 7. Kesitsel Olarak Genişletilmiş Panel ARDL Tahmin Sonuçları

<i>Uzun Dönem Kats.</i>	MG	PMG
Prod	-0,512* (0,276)	-0,005 (0,028)
ec	-0,570*** (0,054)	-0,542*** (0,053)
<i>Kısa Dönem Kats.</i>		
Δ prod	0,154* (0,122)	0,081 (0,090)
Constant	-0,187 (1,274)	-1,451* (0,811)
Hausman Test		0,07
p-value		0,792

Not: ***,**, ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir. _ec (error correction) hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

6. SONUÇ

Bir ekonomide hem iç ve hem de dış dengeyi etkileyen anahtar bir makroekonomik gösterge olan reel döviz kuru, makroekonomik değişkenleri farklı kanallardan etkileyerek ekonomi üzerinde önemli etki yaratmaktadır. Reel döviz kuru ekonomik kalkınmayı, finansal piyasalardaki beklentileri, reel geliri, üretim maliyetini, ithalat ve ihracat hacmini, toplam talebi, ticarete konu olan ve olmayan mal fiyatlarını doğrudan etkilemektedir (Krugman ve Taylor: 1978; Branson: 1986; Eichengreen: 2007; Rodrik 2008; Chowdhury: 2011). Uzun dönemde reel döviz kurunu belirlemeye yönelik yaklaşımların en önemlilerinden biri olan Balassa-Samuelson hipotezi literatürde sıklıkla üzerinde durulan konular arasında yer almaktadır. Balassa-Samuelson hipotezine göre, reel döviz kurunun uzun dönem denge değerinden sapmasında rol oynayan temel faktör, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan verimlilik farklarıdır. Hipoteze göre, ticarete konu olan sektörlerdeki görece verimlilik artışı reel kurda değerlenmeye yol açacaktır. Bir ülkede ticarete konu olan sektörlerdeki görece verimlilik artışları, reel döviz kuru endeksine konu olan yabancı ülkelere kıyasla daha yüksek olduğunda, söz konusu ülkenin parası değerlenmektedir.

Bu çalışmada, görece verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi, 25 OECD ülkesi ve 1990-2016 dönemini kapsayan geniş bir panel veri seti kullanılarak, ülkelere ve zamana özgü gözlemlenemeyen etkileri, ülkeler arasındaki heterojenliği, modellerin dinamik yapısını ve yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan panel veri tahmin yöntemlerinden yararlanılarak analiz edilmiştir. Yatay-kesit bağımlılığını dikkate almayan Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group) panel ARDL tahmin sonuçları ülkelerin ticarete konu olan sektörlerinin ticarete konu olmayan sektörlerle göre verimliliğinin arttıkça, ülke parasının reel olarak değer kazandığını göstermektedir. Bu sonuç literatürde OECD ülkeleri için Balassa-Samuelson hipotezini analiz eden çalışmaların birçoğu ile tutarlıdır. Diğer yandan, ülkelerin maruz kaldığı ortak küresel şokların neden olduğu yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan Chudik ve Pesaran (2015) tarafından geliştirilen kesitsel olarak genişletilmiş panel ARDL modeli tahmin sonuçları ise görece verimliliğin reel döviz kuru üzerindeki etkisi pozitif ancak istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermiştir. Dolayısıyla yapılan analiz, OECD ülkelerinde B-S hipotezinin geçerli olduğu yönünde bulgu sunan önceki çalışmaların aksine bu çalışmada¹⁵, ülkeler arasındaki heterojenlik, değişkenlerin dinamik yapısı ve yatay-kesit bağımlılığı kontrol edildiğinde, B-S hipotezinin OECD ülkelerinde geçerli olmadığı yönünde sonuç vermiştir. Çalışmadaki analizlerin genel sonucu olarak, Balassa-Samuelson hipotezini OECD ülkeleri için destekleyen güçlü sonuçlara ulaşılamamıştır. Daha önce yapılan birçok çalışma tarafından da ortaya konulan görece üretkenliğin reel döviz kuru üzerindeki pozitif etkisinin, ülkelerin maruz kaldığı ortak şoklar, ülkelerin artan ticari ve finansal bağımlılığı, teknolojik gelişme ve mekânsal etkiler gibi faktörlere bağlı olarak ortaya çıkabilmektedir. OECD ülkelerinde ticarete konu olan sektördeki verimlilik artışının reel kurda değerlenmeye neden olmayışının bir nedeni olarak ticarete konu olan sektördeki verimlilik artışının ülkedeki ticarete konu olan malların fiyatının

¹⁵ Oecd ülkelerinde B-S hipotezinin geçerliliğini sınanan önceki çalışmalardan De Gregorio ve Wolf (1994) ve Lee ve Tang (2003) hipotezin geçerli olduğunu gösterirken, Öztürk (2013) ve Gubler ve Sax (2019) hipotezin güçlü şekilde geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

yabancı ülkelere göre düşmesi ve bu düşüşün ticarete konu olmayan mallardaki fiyat artışını dengelemesi gösterilmektedir (Macdonald ve Ricci, 2007; Choudri ve Schembri, 2010). Diğer yandan, Wang, Xhu ve Due (2016)'nın da ifade ettiği gibi, B-S hipotezinin OECD ülkelerinde güçlü şekilde geçerli bulunmamasının diğer bir diğer nedeni olarak da, hipotezin temel varsayımları olan emeğin sektörler arası tam hareketliliği ve ticarete konu olan sektörde SAGP'nin geçerli olduğu varsayımlarının gerçek hayatta tam anlamıyla geçerli olmaması olarak da gösterilebilir.

Kaynakça

- Asea, P. ve Mendoza, E. (1994). "The Balassa-Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal", *Review of International Economics*, 2/3, 244-267.
- Bahmani-Oskooee, M., ve Nasir, A. B. M. (2004). "ARDL approach to test the productivity bias hypothesis", *Review of Development Economics*, 8/3, 483-488.
- Bai J. ve Ng S. (2004). "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, 72, 1127-1177.
- Balassa, B. (1964). "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *The Journal of Political Economy*, 72/6, 584-596.
- Baltagi, B. H. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data", 3. Baskı, John Wiley & Sons Ltd., Chichester.
- Banerjee A. ve Silvestre J. (2013). "Testing for Panel Cointegration Using Common Correlated Effects Estimators", *Journal of Time Series Analysis*, 38/4, 610-636.
- Bergvall A. (2005). "Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Stability: The Case of Sweden", Oxford University Press, 57/3, 422-446.
- Bordo, M., Choudhri, E., Fazio G. ve MacDonald R. (2017). "The Real Exchange Rate in The Long Run: Balassa-Samuelson Effects Reconsidered", *Journal of International Money and Finance*, 75, 69-92.
- Branson, W. H. ve Love, J. P. (1986). "Dollar Appreciation and Manufacturing Employment And Output", NBER Working Paper No: 1972, 1-23.
- Breusch, T.S ve Pagan, A.R. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, 239-53.
- Burğaç, A. (2012). "İktisat Teorisinde Balassa-Samuelson Hipotezi ve Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama", Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.
- Cassel, G. (1918). "Abnormal Deviations in International Exchanges", *The Economic Journal*, 28/112, 413-415.
- Choudhri, E. U., ve Schembri, L. L. (2010). "Productivity, the terms of trade, and the real exchange rate: Balassa-Samuelson Hypothesis Revisited", *Review of International Economics*, 18/5, 924-936.
- Choudhri, E. U. ve Khan, M. 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.
- Chowdhury, K. (2012). "The real exchange rate and the Balassa-Samuelson hypothesis in SAARC countries: an appraisal", *Journal of the Asia Pacific Economy*, 17/1, 52-73.
- Chudik, A. ve Pesaran, M. H. (2015). "Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors", *Journal of Econometrics*, 188 /2, 393-420.
- Çiftçi İ. (2016). "Balassa-Samuelson Hipotezi: Türkiye ve Dış Ticaret Ortakları Uygulaması" Yüksek Lisans Tezi, Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kütahya.
- De Gregorio, J. ve Wolf, H. C. (1994). "Terms of Trade, Productivity and The Real Exchange Rate", NBER Working Paper, No: 4807, 1-17.
- Dedu, V. ve Dumitrescu B. A. (2010). "The Balassa-Samuelson Effect in Romania", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4, 44-53.
- Dornbusch, R. (1980). "Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 144-205.

- Edwards, S. ve Ng F. (1985). "Trends in Real Exchange Rate Behavior in Selected Developing Countries", Trade and Adjustment Policy Division, CPD, No:16, 1-48.
- Égert, B., Drine, I., Lommatzsch, K. ve Rault, C. (2002). "The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality", *Journal of Comparative Economics*, 31, 552-572.
- Engel, C. ve Rogers, J. H. (2000). "Deviations From Purchasing Power Parity: Causes and Welfare Costs", *International Finance Discussion Papers*, No:666, 1-24.
- Everaert, G. ve Groote T. (2016). "Common Correlated Effects Estimation of Dynamic Panels with Cross-Sectional Dependence", *Econometric Reviews*, 35(3), 428-463.
- Frees, E. W. (1995). "Assessing cross-sectional correlation in panel data", *Journal of Econometrics*, 1995, 69/2, 393-414.
- Friedman, M. (1937). "The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance", *Journal of the American Statistical Association*, 32 /200, 675- 701.
- Gubler, M. ve Sax C. (2019). "The Balassa-Samuelson effect reversed: new evidence from OECD countries", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 155/3, 1-21.
- Hausman, J. (1978). "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115/1, 53-74.
- Ito, T., Isard, P. ve Symansky S. (1997). "Economic Growth and Real Exchange Rate: an Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia", *NBER Working Paper No. 5979*, 1-28.
- Iyke B. ve Odhiambo N. (2017). "An empirical test of the Balassa-Samuelson hypothesis: Evidence from eight middle-income countries in Africa", *Deakin University, Economic Systems*, 41, 297-304.
- Jabeen, S., Malik, W., S. ve Haider, A. (2011). "Testing the Harrod Balassa Samuelson Hypothesis: The Case of Pakistan", *Pakistan Development Review*, 50/4, 379-399.
- Krugman, P. ve Taylor, L. (1976). "Contractionary Effects Of Devaluation", *Library of The Massachusetts Institute of Technology, Boston*.
- Lee J. ve Tang M. (2003). "Does Productivity Growth Lead to Appreciation of the Real Exchange Rate?", *International Monetary Fund Working paper No. 03/154*.
- Loayza, N., ve Ranciere, R. (2005). "*Financial development, financial fragility, and growth*", *IMF Working Paper No. 05/170*.
- Lopçu, K., Burgaç, A. ve Dülger, F. (2011). "Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12/4, 1-22.
- MacDonald, R. ve Ricci, L. A. (2001). "PPP and Balassa-Samuelson Effect: The Role of the Distribution Sector", *CESifo Working Paper, No. 442, Center for Economic Studies and ifo Institute (CESifo), Munich*.
- MacDonald, R., ve Ricci, L. A. (2007). "Real exchange rates, imperfect substitutability, and imperfect competition", *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 639-664.
- Maddala, G. S. ve Wu, S. (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61/1, 631-652.
- Mkenda, B. K. (2001). "Long-run and Short-run Determinants of the Real Exchange Rate in Zambia", *Working Papers in Economics No: 40*, 1-67.
- Moon, H.R. ve Perron, B. (2004). "Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors", *Journal of Econometrics*, 122, 81-126.
- Oktayer, N. ve N. Susam (2008). "Kamu Harcamaları-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1970-2005 Yılları Türkiye Örneği", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22/1, 145-164.
- Omojimate, B. U. ve Oriavwote, V. E. (2012). "Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance: Testing for the Balassa-Samuelson Hypothesis in Nigeria", *International Journal of Economics and Finance*, 4/2, 127-134.
- Öztürk, E. (2013). "Türkiye Ekonomisi Temelinde Balassa Hipotezinin Geçerliliğinin Test Edilmesi", *Yüksekisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara*.

- Pesaran, M. H. ve Smith, R. (1995). "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 68/1, 79-113.
- Pesaran, M., Shin, Y. ve Smith, R., P. (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94/446, 621-634.
- 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.
- Pesaran, M. H. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", IZA Discussion Paper, No. 1240, 1-39.
- Pesaran, M.H., (2006). "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *Econometrica*, 74/4, 967-1012.
- Pesaran, M.H., (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22/2, 265-312.
- Phillips, P. C. ve Sul, D. (2003). "Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence", *The Econometrics Journal*, 6/1, 217-259.
- Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data: Reply", *American Economic Association*, 79/1, 281-284.
- Robertson, D., and Symons, J. (2000). "Factor residuals in SUR regressions: estimating panels allowing for cross sectional correlation", Centre for Economic Performance, No. 473, London School of Economics and Political Science.
- Rodrik, D. (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, 365-412.
- Samuelson, P. A. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics*, 46/2, 145-154.
- Smith, R. P. and Fuertes, A. M. (2010). Panel Time Series. *Cemmap course notes*.
- Sonora, R. J. ve Tica, J. (2009). "Harrod, Balassa and Samuelson (Re) Visit Eastern Europe", Faculty of Economics and Business, University of Zagreb, 9/7, 1-20.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (2002). "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors", *Journal of the American Statistical Association*, 97/460, 1167-1179.
- Tintin, C. (2009). "Testing the Balassa-Samuelson Hypothesis: Evidence from 10 OECD Countries", Master's Thesis, Lund University, School of Economics and Management.
- Uslu, E. (2012). "Reel Kurun Denge Değerinden Sapmasında Balassa-Samuelson Etkisi: Türkiye Örneği", Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB.
- Wang, W., Xue, J., ve Du, C. (2016). "The Balassa-Samuelson hypothesis in the developed and developing countries revisited", *Economics Letters*, 146, 33-38.
- Yıldırım, A. (2007). "Samuelson-Balassa Hipotezi ve Reel Döviz Kuru: Türkiye, ABD, İngiltere, Fransa ve Almanya İçin Sınanması", *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 44/509, 9-20.

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

1. Bu çalışmanın yazarları, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduklarını kabul etmektedirler (The authors of this article confirm that their work complies with the principles of research and publication ethics).
2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).
3. Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir (This article was screened for potential plagiarism using a plagiarism screening program).