

Citation: Konak A. & Korap L. (2019), Dış Ticaret Üzerinde Etkisi Bulunan Bazı Makroekonomik Değişkenlere Yönelik Uygulamalı Bir Ticaret Dengesi Modellemesi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı, BMIJ, (2019), 7(1): 403-422 doi: <http://dx.doi.org/10.15295/bmij.v7i1.1074>

DIŞ TİCARET ÜZERİNDE ETKİSİ BULUNAN BAZI MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERE YÖNELİK UYGULAMALI BİR TİCARET DENGESİ MODELLEMESİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Ali KONAK¹

Levent KORAP²

Received (Başvuru Tarihi): 28/12/2018

Accepted (Kabul Tarihi): 05/03/2019

Published Date (Yayın Tarihi): 25/03/2019

ÖZ

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi üzerine kuramsal temelli bir ticaret dengesi modeli tahmin edilmeye çalışılmaktadır. 2003Q1 – 2018Q2 örneklem dönemini dikkate alan bulgularımız durağan nitelikli ticaret dengesi koşullarının beklentilerimize uygun bir şekilde elde edilebildiğini göstermektedir. Yurt içi reel gelirdeki artışlar ticaret dengesini kötüleştirirken, yurt dışı reel gelir artışı ticaret dengesini iyileştirmektedir. Ayrıca reel kurda meydana gelen gelişmelerin de ticaret dengesi üzerinde önemli etkilere sahip olduğu, bu bağlamda ulusal paranın yabancı para birimlerine karşı uzun dönemde reel olarak değerlendirilmesinin, ticaret dengesini kötüleştirdiği tespit edilmiştir. Uzun dönem ticaret dengesi ilişkisinden sapmaların yaklaşık %34'ünün bir gözlem dönemi içerisinde ortadan kalktığı gözlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret Dengesi; ARDL Sınır Testi; Türkiye Ekonomisi

JEL Sınıflaması: C32; F10; F41

AN APPLIED TRADE BALANCE MODELLING FOR SOME MACROECONOMIC VARIABLES THAT HAVE AN IMPACT ON FOREIGN TRADE: ARDL BOUNDS TESTING APPROACH

ABSTRACT

In this paper, a theory based trade balance model is tried to be estimated upon the Turkish economy. Our findings considering 2003Q1 – 2018Q2 sample period indicates that trade balance characteristics can be obtained in a stationary form in line with our expectations. Increases in domestic income worsen the trade balance while increases in foreign income improve it. In addition, the developments occurring in real exchange have significant effects on the trade balance, and in this context, the real appreciation of the national currency against foreign currencies in the long term deteriorated the trade balance. 34% of the deviations from the long run trade balance relationship have been observed to disappear in one observation period.

Keywords: Foreign Trade Balance; ARDL Bounds Testing; Turkish Economy

JEL Classification: C32; F10; F41

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Karabük Üniversitesi, alikonak@karabuk.edu.tr

² Doç. Dr. Kastamonu Üniversitesi, korap@hotmail.com

<http://orcid.org/0000-0003-1804-8339>

<http://orcid.org/0000-0001-6216-5941>

1. GİRİŞ

Günümüzde pek çok ülke açısından dış ticaret faaliyetleri ekonomik gelişme sürecinin temel taşlarından birisini oluşturmaktadır. Ülkelerin hiçbiri üretim sürecinde gereksinim duyulan üretim faktörlerinin tamamına sahip değildir. Bu nedenle ekonomi çapında üretimin gerçekleştirilebilmesi için ülkeler arasında karşılıklı bağımlılıkların ortaya çıktığı görülmektedir. Benzer şekilde, bir ülkede gerçekleştirilen üretimin tamamının yine aynı ülkede tüketilmesi çok olası bir durum değildir. Üreticiler yurt içi tüketim düzeyinin üzerinde gerçekleşen üretim fazlasını diğer ülkelere ihraç etmek suretiyle bireysel temelde firma gelirlerini, ülke açısından ise ihracat gelirlerini artırmakta ve bu şekilde ülkeye döviz girişi gerçekleşmektedir. Bu bağlamda dış ticaret faaliyetlerinin gelişimine katkıda bulunacak her girişimin ülke ekonomisi açısından büyük bir öneme sahip olduğunu söylemek mümkündür.

Türkiye’de uygulanan iktisat politikaları derinlemesine incelendiğinde dış ticaret açıklarında ve döviz kurlarında meydana gelen artışların zaman zaman ekonomik krizlere neden olduğu görülmektedir. Özellikle Türkiye’de serbest piyasa ekonomisinin benimsenmesiyle birlikte ülkede daha liberal ekonomi politikaları uygulanmaya başlanmış ve uluslararası piyasalara entegre olmaya yönelik birtakım yasal düzenlemeler yapılmış, yapılan bu yasal düzenlemeler ise ekonomik yapının dışsal ekonomik gelişme ve etkilere karşı daha duyarlı hale gelmesine neden olmuştur. Bu süreçte özellikle gerek yurtiçi gerekse de yurtdışında yaşayan tüketicilerin reel gelir seviyesinde meydana gelen gelişmeler ile reel döviz kurunda meydana gelen değişmelerin dış ticaret faaliyetlerini önemli oranda etkilediğini söylemek mümkündür. Bu nedenle bahsedilen makroekonomik değişkenlerin dış ticaret üzerinde ne gibi etkilerinin bulunduğu ayrıntılı bir şekilde incelenmesi ve değerlendirilmesi büyük önem arz etmektedir.

2. DIŞ TİCARETE YÖNELİK KURAMSAL TEMELLİ BİR AYIRIM

Ülke ekonomileri açısından son derece önemli nitelikte olan dış ticaret faaliyetleri ile reel gelir seviyesi ve reel döviz kuru arasındaki ilişkileri derinlemesine incelemeye önce konunun daha iyi anlaşılması açısından bir kavramsal çerçevenin çizilmesinde ve bu kavramsal çerçevenin neleri kapsadığının detaylı bir şekilde ortaya konulmasında fayda vardır.

2.1. Dış Ticaretin Tanımı ve Ekonomik Açından Önemi

Bir ülkedeki ihtiyaç fazlası mal ve hizmetlerin bir ödeme karşılığı başka ülkelere satılması ve uluslararası düzeyde gelir elde edilmesi şeklinde ifade edilebilecek olan dış ticaret faaliyetleri ülkelerin gelişmesi ve kalkınması açısından büyük bir öneme sahiptir. Dış ticaret

faaliyetlerinin sahip olduğu bu önem sadece uluslararası düzeyde elde edilen gelirden değil aynı zamanda karşılıklı etkileşim içerisinde dış ticaret faaliyetlerinin pek çok makroekonomik değişkeni etkilemesinden ve pek çok makroekonomik değişkenden etkilenmesinden kaynaklanmaktadır. Dış ticaret faaliyetleri sayesinde gerçekleştirilecek ihracata bağlı olarak ülkeye bir döviz girişi sağlanabilmekte, tüketim amacıyla kullanılmak üzere nihai nitelikteki mal ve hizmetler yanında, üretim sürecinde kullanılmak üzere ihtiyaç duyulan hammadde ve ara mallarına kolaylıkla ulaşılabilen ve üretim faaliyetleri kesintisiz bir şekilde devam ettirebilmektedir. Ancak dış ticaret faaliyetlerinden beklenen bu faydaların elde edilebilmesi için teknolojik yatırımların yapılmasına ihtiyaç vardır. Bir diğer ifadeyle etkin bir şekilde dış ticaret faaliyetinde bulunulabilmesi ve bu sayede de döviz gelirlerinin elde edilebilmesi için üretime yönelik yatırımların ve üretim sürecinin teknolojik yatırımlar ile güçlendirilmesi gerekmektedir (Jones, 1998:51).

Ülkelerin farklı üretim faktörlerine sahip olmaları üretim sürecinde karşılıklı olarak birbirlerine bağımlı duruma gelmesine neden olmuş, bu ise dış ticaret faaliyetlerini kaçınılmaz hale getirmiştir. Bununla birlikte üretim sürecinde teknolojinin yoğun bir şekilde kullanılması, üretim hacminde önemli miktarda artışların yaşanmasına olanak sağlamıştır. Ayrıca üretim sürecinde teknolojinin yoğun bir şekilde kullanılması, üretim hacminin artış göstermesine ve dolayısıyla üretim maliyetlerinin düşmesine olanak sağlamış, buna bağlı olarak da ulusal mal ve hizmetler, uluslararası piyasalarda fiyat açısından bir rekabet gücüne sahip olabilmıştır. Ayrıca dış ticaret faaliyetleri sayesinde tüketiciler, diğer ülkelerin belli bir mal yada mal grubunda uzmanlaşması nedeniyle söz konusu ürünleri çok daha düşük fiyatlara tüketebilen olanağına sahip olmuşlardır (Salvatore, 1998: 199). Buna bağlı olarak tüketicilerin küresel ölçekte yaşam düzeylerinde iyileşmeler söz konusu olabilmıştır. Ülke ekonomisi üzerinde önemli etkileri bulunan dış ticaret faaliyetlerinin de pek çok ekonomik faktörden etkilendiğini belirtmekte fayda vardır. Ancak bu faktörler içerisinde özellikle yurtiçi gelir düzeyinde meydana gelen değişikliklerin, benzer şekilde yurtdışı tüketicilerin reel gelir düzeyinde meydana gelen değişikliklerin ve reel döviz kurunda meydana gelen değişimlerin ayrı bir öneme sahip olduğunu söylemek mümkündür. Bu nedenle söz konusu değişkenler ile dış ticaret faaliyetleri arasındaki ilişkinin ortaya konulması büyük bir önem arz etmektedir.

2.2. Gelir Düzeyi ve Döviz Kurunda Meydana Gelen Değişmelerin Dış Ticaret Üzerindeki Etkileri

Dış ticaret yapısı ve hacmi her bir ülkenin kendine özgü coğrafi ve iklim yapısına, sahip olunan üretim faktörlerinin niteliğine, nüfus yapısına ve daha birçok etkene bağlı olarak

farklılık göstermektedir. Bununla birlikte dış ticaretin pek çok makro ekonomik faktör tarafından etkilendiğini söylemek de mümkündür. Dış ticaret hacmi üzerinde etkisi bulunan bu makro ekonomik faktörlerin başında ise yurt içindeki ve yurt dışındaki tüketicilerin reel gelir düzeylerinde meydana gelen değişiklikler ile reel döviz kurunda meydana gelen değişiklikler yer almaktadır.

Dış ticaret faaliyetleri, ulusal ve uluslararası gelir düzeyinde meydana gelen değişimlerden doğrudan etkilenmektedir. Ulusal gelir düzeyinde meydana gelen değişimler ithalat hacmini etkilerken, ticari faaliyete bulunulan diğer ülkelerin gelir düzeyinde meydana gelen değişiklikler ihracat hacmi üzerinde etkili olmaktadır. Özellikle ekonomik büyümenin gerçekleşmesiyle birlikte ulusal gelir düzeyinde meydana gelen artışlar, tüketicilerin yabancı mallara olan talebinin artmasına neden olmaktadır (Karabulut, 2018: 427). Bir diğer ifadeyle yurt içinde yaşayan tüketicilerin ve yatırımcıların gelir seviyesindeki artışlar, gerek nihai mal gerekse de ara malı şeklinde olmak üzere ithal mal talebinin artırmaktadır. Buna karşın diğer ülkelerde yaşayan tüketicilerin ve yatırımcıların gelir seviyesindeki artışlar ise ihracat hacminin ve dolayısıyla da ihracat gelirlerinin artmasına sebebiyet vermektedir. Bu iki değişken arasındaki farkın pozitif olması durumunda da dış ticaret fazlasından söz edilmektedir. İktisadi açıdan gelişme ve büyüme hedefi olan bir ülkenin ihraç gelirlerini artırmak suretiyle dış ticaret fazlası vermesi, hedeflenen amaçlara ulaşılması açısından büyük önem arz etmektedir. Bu açıdan bakıldığında ekonomik büyüme ile ihraç gelirlerindeki artışın birbirini tetikleyen iki ekonomik olgu olduğunu söylemek mümkündür.

Dış ticaret üzerinde belirleyici etkisi bulunan bir diğer önemli etken de döviz kurudur (Yücesan vd., 2017: 1288-1289). Özellikle gerek hammadde gerekse de ara malı şeklinde olmak üzere üretim sürecinde ağırlıklı olarak ithal girdi kullanılan ülkelerde reel döviz kuru, dış ticaret faaliyetlerinin ve dış ticaret dengesinin en önemli belirleyici unsurlarından birini teşkil etmektedir (Doğan ve Kurt, 2016: 327). Reel döviz kurunda meydana gelen azalışlar, ulusal paranın yabancı para birimleri karşısında değerlenmesine, bu sayede de yabancı mal ve hizmetlerin nispeten ucuzlayarak ithalatın artmasına neden olmaktadır. Buna karşın reel döviz kurunun yükselmesi ise tam ters yönde bir etki oluşturarak yerli mal ve hizmetlerin nispeten ucuzlamasına neden olmakta ve ihracatı artırmaktadır (Tapşın ve Karabulut, 2013: 191). Bu bağlamda döviz kurlarında meydana gelecek olan yükselişlerin, ihracat gelirlerini artırmak ve ithalat harcamalarını azaltmak suretiyle dış ticaret açıklarının azalmasına katkıda bulunacağını söylemek mümkündür. Ayrıca reel döviz kurundaki değişimler, ihracat ve ithalatı etkilemek suretiyle dolaylı bir şekilde milli geliri de etkilemektedir (Çelik vd., 2017: 881). Bu nedenle

reel döviz kurunda meydana gelen değişmelerin sadece dış ticaret faaliyetleri üzerinde değil aynı zamanda pek çok makro değişken üzerinde etkisinin bulunduğunu ifade etmekete fayda vardır.

Çalışmamızın bundan sonraki bölümünde çağdaş iktisat yazınından faydalanarak oluşturduğumuz indirgenmiş bir ticaret dengesi modeli doğrultusunda Türkiye ekonomisi üzerine ekonometrik bir denemenin gerçekleştirilmesi amaçlanmaktadır.

3. İNDİRGENMİŞ BİR TİCARET DENGESİ MODELİ

Ticaret dengesindeki değişmelerin belirleyicileriyle ilgili olarak 1990 sonrası dönemde yapılan pek çok çalışma Goldstein ve Khan (1985) ve Rose ve Yellen (1989) tarafından geliştirilen ve ticaret dengesine yönelik indirgenmiş model yapısının oluşturulduğu eksik ikame (imperfect substitutes) modeline dayanmaktadır. Eksik ikame modeli ne ihracatın ne de ithalatın yurt içinde üretilen mallar için tam ikame olamaması temel varsayımına dayanmaktadır. Bu bakış açısından dikkate alındığında, eğer yurt içinde ve yurt dışında üretilen mallar birbirleri yerine tam ikame olabilecek mallar olarak kabul edilirse sabit ya da azalan göreceli maliyet avantajına göre bu mal grupları diğerini dışlayabilecek şekilde yurt içi piyasaları bir bütün olarak ele geçirebilecektir. Ayrıca ülkeler ticarete konu mallarla ilgili olarak yalnız ithalatçı veya ihracatçı bir konuma sahip olabilecektir. Fakat her iki öngörü de gerçek dünya koşullarıyla çelişki gösterdiği için, yani herhangi bir ülke için üretimin yanı sıra ticarete açık sektörlerde hem ithalatın hem de ihracatın söz konusu olması durumu, dolayısıyla çift-yanlı bir ticaret ilişkisinin varlığı tam ikame (perfect substitutes) modelinin gerçek dünya koşullarına uygun olmadığını ortaya koymaktadır. Bu noktada Stučka (2004) tarafından geliştirilen standart iki ülkeli eksik ikame modelini dikkate alalım. Bu durumda, yukarıda açıklandığı gibi, ne ihracat ne de ithalat yurt içinde üretilen mallar için tam ikame bir duruma sahip olmayacak ve çoğu ticarete konu mallar için sonsuz arz ve talep esnekliği elde etme olasılığı ortadan kalkacaktır. Yurt içi yerleşikler tarafından talep edilen ithalat hacmi (M_d) ve yurt dışı yerleşikler tarafından talep edilen ithalat hacminin (M_d^*) (1) ve (2) no'lu eşitliklerde belirtildiği şekliyle bir fonksiyonel ilişki içerisinde olduğunu varsayalım:

$$M_d = f_1(Y, P_m, P), \left(\frac{dM_d}{dY} \right) > 0, \left(\frac{dM_d}{dP_m} \right) < 0, \left(\frac{dM_d}{dP} \right) > 0 \quad (1)$$

$$M_d^* = f_2(Y^e, P_m^*, P^*), \left(\frac{dM_d^*}{dY^e} \right) > 0, \left(\frac{dM_d^*}{dP_m^*} \right) < 0, \left(\frac{dM_d^*}{dP^*} \right) > 0 \quad (2)$$

Yukarıda Y yurt içi gelir düzeyini, P_m yurt içi ithalatçılar tarafından ödenen yerli para birimi cinsinden ifade edilen ithal fiyatını, P yurt içi genel fiyat düzeyini, Y^* yurt dışı gelir düzeyini, e yabancı para biriminin yerli para birimi cinsinden karşılığını ifade eden döviz kurunu, P_m^* yurt içi ithalatçılar tarafından ödenen yabancı para birimi cinsinden fiyatı ve P^* genel yurt dışı fiyat düzeyini ifade etmektedir. Dolayısıyla, ithal mallarına yönelik talep yurt içi nominal gelir düzeyinin, ithal mallarının kendi fiyatlarının ve bu mallara yönelik yurt içinde üretilen ikame mallarının fonksiyonu şeklindedir. İthal talebinin yurt içi ve yurt dışı gelir esnekliğinin ve çapraz fiyat esnekliğinin pozitif ve kendi-fiyat esnekliğinin negatif olduğu varsayılmıştır. Ayrıca, talep fonksiyonunun homojen bir yapıda olduğu ve tüketicilerin para aldanmasından etkilenmediği kabul edilmiştir. Örneğin parasal gelir ve fiyatların iki kat artış göstermesi durumunda talep sabit kalacaktır. Homojenlik varsayımı doğrultusunda eşitliklerin sağ tarafındaki değişkenler fiyat düzeyine bölünmüş, reel gelir ve ithal fiyatlarının yurt içinde üretilen malların fiyatlarına bölünmesiyle göreceli ithal fiyatları elde edilmiştir:

$$M_d = f_1(Y_r, RP_m), \left(\frac{dM_d}{dY_r} \right) > 0, \left(\frac{dM_d}{dRP_m} \right) < 0, Y_r = \left(\frac{Y}{P} \right), RP_m = \left(\frac{P_m}{P} \right) \quad (3)$$

$$M_d^* = f_1(Y_r^*, RP_m^*), \left(\frac{dM_d}{dY_r} \right) > 0, \left(\frac{dM_d}{dRP_m^*} \right) < 0, Y_r^* = \left(\frac{Y^*}{P^*} \right), RP_m^* = \left(\frac{P_m^*}{P^*} \right) \quad (4)$$

Göreceli ithal fiyatları, yurt dışından yurt içine yapılan ihracatın yabancı para birimi cinsinden fiyatının P_x^* döviz kuruyla çarpımına eşit olduğu kabul edildiği için:

$$RP_m = \left(\frac{P_m}{P} \right) = \left(\frac{eP_x^*}{P} \right) = \left(\frac{eP^*}{P} \right) \left(\frac{P_x^*}{P^*} \right) = Q \left(\frac{P_x^*}{P^*} \right) = Qp_x^* \quad (5)$$

yazılabilir. Yukarıda p_x^* yurt dışından yurt içine yapılan ihracatın yabancı para birimi cinsinden fiyatı ve Q reel döviz kurudur. (6) no'lu eşitlikteki gibi tanımlanan reel döviz kurundaki bir artış yerli para biriminde değer kaybı anlamına gelmektedir:

$$Q = eP^* / P \quad (6)$$

Yurt dışından yurt içine gerçekleştirilen ithalat miktarı ve yurt içinden yurt dışına gerçekleştirilen ihracat miktarı için arz fonksiyonlarının aşağıdaki gibi olduğunu kabul edelim:

$$X_s = f_3(P_x, P) \text{ ve } X_s^* = f_4(P_x^*, P^*) \quad (7)$$

Yukarıda P_x yurt içi ihracatçılar tarafından talep edilen yerli para birimi cinsinden fiyatı göstermektedir. Denge durumunda:

$$M_d = X_s^* e \text{ ve } M_d^* = X_s \quad (8)$$

koşullarının sağlanması gerekmektedir. Ticaret dengesinin:

$$TB = p_x M_d^* - Q p_x^* M_d \quad (9)$$

şeklinde tanımlanması ve göreceli ithal fiyatları için çözümlenmesi ticaret dengesine yönelik indirgenmiş şekildeki modeli elde etmemize olanak sağlamaktadır:

$$TB = f(Y_r, Y_r^*, Q), \left(\frac{dT B}{dY_r} \right) < 0, \left(\frac{dT B}{dY_r^*} \right) > 0, \left(\frac{dT B}{dQ} \right) > 0 \quad (10)$$

Yukarıdaki eşitlikler doğrultusunda reel döviz kuru ve yurt dışı reel gelir ile ticaret dengesi arasında pozitif, yurtiçi reel gelirle ticaret dengesi arasında negatif bir ilişki beklenmektedir. Bir sonraki bölümde kullanılan veri tanımları ve zaman serisi özellikleri incelenmektedir.

4. VERİ ve ZAMAN SERİSİ ÖZELLİKLERİ

Bu çalışmada Brada vd. (1997), Akbostancı (2004) ve Kimbugwe (2007) çalışmalarına benzer tahmin amaçlı bir modelleme yapılmaya çalışılmıştır. Bu amaçla üçer aylık veri sıklığına sahip ve 2003Q1 – 2018Q2 tahmin dönemini dikkate alan ekonometrik bir model oluşturulmaktadır. Örneklem döneminin 2003 yılından itibaren başlatılmasının nedeni modelleme aşamasında kullandığımız reel kur verilerinin 2003: 100 temel yılı kapsamında bu tarihten itibaren elde edilebilmiş olmasıdır. Ticaret dengesi (TB) için nominal terimlerle ihracatın ithalata oranı dikkate alınmıştır. Bahmani-Oskooee (1991; 2001) ticaret dengesindeki gelişmeleri temsil etmek üzere kullanılabilir bu tür bir değişken tanımlaması doğrultusunda ticaret dengesinin hem nominal hem de reel terimler cinsinden model oluşturulması aşamasında ele alınabileceğini ve ölçüm birimlerinden etkilenmeyeceğini göstermektedir. Reel döviz kuru (Q) değişkeni için Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ($TCMB$) tarafından yayımlanan 2003: 100 temelli tüketici fiyat endeksine (Q_{cpi}) dayalı reel efektif döviz kuru verileri dikkate alınmıştır. Bu endeks ülkemiz fiyat düzeyinin dış ticaret ilişkisi içerisine girilen ülkelerin fiyat düzeylerine oranının geometrik ortalaması alınarak hesaplanmakta, endeksdeki bir artış ulusal para biriminin yabancı para birimleri karşısında reel olarak değer kazandığını, diğer bir deyişle ulusal malların yabancı mallar cinsinden fiyatının arttığını göstermektedir. Yurt içi reel gelir

düzeyi değişkeni (Y_r) 2009: 100 temelli gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) zincirleme hacim endeks değerleriyle ve yurt dışı reel gelir düzeyi değişkeni (Y_r^*) 2010: 100 temelli G7 ülkeleri toplam sanayi üretim endeks değerleriyle temsil edilmiştir.

Ticaret dengesi hesaplamasına yönelik kullanılan veriler ile reel döviz kuru ve yurt içi reel gelir düzeyi verileri TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden (<https://evds2.tcmb.gov.tr>, erişim tarihi: 29.10.2018), yurtdışı reel gelir düzeyi verileri ise Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) elektronik veri dağıtım sisteminden (<https://stats.oecd.org>, erişim tarihi: 29.10.2018) derlenmiştir. Kapalı bir işlevsel ilişki şeklinde, çalışmamızda kullanılan ticaret dengesi eşitliği aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$TB = f(Y_r, Y_r^*, Q) \quad (11)$$

ya da tam-logaritmik şekilde Eşitlik (12) yazılabilir:³

$$TB_t = \alpha_{0,t} + \alpha_1 \ln Y_{r,t} + \alpha_2 \ln Y_{r,t}^* + \alpha_3 \ln Q_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Yukarıda hata terimi (e_t) $E[\varepsilon_t] = 0$, $E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2$ ve bütün $s \neq t$ için $Kov[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0$ şeklinde sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı beklenen bir değere ve normal bir dağılıma sahip rastlantısal beyaz gürültü hata terimini, α_0 sabit terimi ve değişken ifadelerinin sonundaki "t" alt göstergesi zaman indeksini temsil etmektedir.⁴ (12) no'lu eşitlikte ticaret dengesinin reel gelir esnekliğinin (α_1) önsel beklenti olarak negatif işaret taşıması beklenmektedir. Bunun nedeni, artan yurt içi reel gelir düzeyinin tüketim ve yatırım harcamalarındaki canlanmayla birlikte yurt içi harcama düzeyinin artışına ve bu durumun da artan ithalat hacmiyle birlikte ticaret dengesinde bir kötüleşmeye yol açmasıdır. Fakat reel gelir düzeyindeki artış harcama düzeyi üzerinde reel üretim düzeyinden çok daha az bir artışa yol açarsa gelir esnekliği pozitif bir işaret taşıyabilecektir. Ekonominin uzun dönemli sürdürülebilir büyüme sürecinin sağlanması, diğer koşullar veriyken, uzun dönemde ticaret fazlası vermesini gerektirebilmektedir. Bu durumda gelir esnekliği pozitif olacaktır. Ayrıca Domaç (1993) ve

³ Değişkenlerin başındaki ifadesi doğal logaritma işlemcisini göstermektedir. Ticaret dengesi değişkeni şeklinde hesaplanmıştır.

⁴ Yurt içi reel gelir değişkeni dışındaki değişkenler için mevsimsel arındırma işlemine başvurulmamış, yurt içi reel gelir değişkeni ise Census X-13 programı aracılığıyla mevsimsellikten arındırılmıştır. Bu durumun nedeni yurt içi reel gelir değişkeninin çok belirli bir mevsimsel dalgalanmaya maruz kalması, buna karşılık diğer değişkenlerde bu ölçüde kuvvetli bir mevsimselliğin görülmemesidir. Bu nedenle değişkenlerin orijinal zaman serisi özelliklerini bozmamak için yurt içi reel gelir dışındaki değişkenler için bu işlem gerçekleştirilmemiştir. Bu noktayı vurgulamamız konusunda dikkatimizi çeken anonim hakeme teşekkür ederiz.

Kimbugwe (2007) çalışmalarında vurgulandığı gibi, reel gelir artışı ithalata ikame mallarda bir artış meydana getiriyorsa ithalattaki azalma yurt içi reel gelirin işaretini pozitif yapabilecektir.

Yurt dışı reel gelir esnekliğinin (α_2) pozitif bir katsayı taşıması beklenmektedir. Bunun nedeni, yurt dışı reel gelirdeki artışın kısmen ihraç mallarına yönelik talepte de bir artışa yol açacağı varsayılmıştır. Fakat yurt içi reel gelir esnekliği için yapılan varsayımlara benzer şekilde artan yurt dışı reel gelirin harcamalara yönelmemesi durumunda beklenen pozitif katsayı elde edilemeyebilecektir. Ayrıca artan yurt dışı gelir düzeyi dolayısıyla ihracat hacminde bir artış meydana gelse bile yurt içi reel gelir düzeyinde meydana gelen artışın yüksek bir marjinal harcama eğilimiyle ithalat hacmini arttırması durumunda ticaret dengesi üzerindeki net etki hangi etkinin daha baskın olduğuna bağlı olacaktır.

Reel döviz kuru esnekliğiyle (α_3) ilgili olarak, yerli parada gerçekleşen reel değer kayıplarının uzun dönemde ihraç mallarının rakip mallar karşısında göreceli olarak ucuzlaması ve ithal mal fiyatlarının yerli para birimi cinsinden değerlerinin artması nedeniyle ticaret dengesini iyileştireceği ve dolayısıyla ticaret dengesinin reel döviz kuru esnekliğinin pozitif bir işaret taşıması gerektiği varsayılmaktadır. Ancak ihracat mallarına yönelik talebin fiyat değişimlerine karşı tepki verme süresine bağlı olarak yerli paradaki reel değer kayıpları, dolayısıyla kısa dönemde ticaret dengesi üzerinde gerçekleşen etki farklılaşabilecektir. Ülkelerarası göreceli fiyat değişimleri karşısında ihraç mallarına yönelik talebin ve artan ithal fiyatlarına karşılık ithalat hacminin gösterdiği tepki ne kadar gecikmeli olursa yerli para değer kayıplarının ticaret dengesi üzerindeki iyileştirici etkisi o oranda gecikecek ve kısa dönemde yerli paradaki reel değer kayıpları ticaret dengesini kötüleştirebilecektir. Bu etkiler birlikte dikkate alındığında ticaret dengesi üzerinde *J*-eğrisi gibi bir etki gerçekleşebilmektedir.

Çalışmada ticaret dengesi model tahminine girişmeden önce kullanılan değişkenlerin birim kök bilgisi incelenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (Dickey ve Fuller, 1981) ve KPSS (Kwiatkowski vd. 1992) gibi standart birim kök sınamalarının yanı sıra Zivot ve Andrews (ZA) (1992) ve Lee ve Strazicich (LS) (2003) gibi tek ve çift içsel kırılmanın varlığına izin veren bir dizi birim kök sınama yöntemine başvurulmuştur. Sınama sonuçları Tablo 1 içerisinde okuyucuya aktarılmaktadır:

Tablo 1. Birim Kök Sınamaları⁵

Değişkenler	ADF	KPSS	ZA	LS	Cıkarılma
TB	-3.54	0.11	-5.36	-4.07	I(0)
ΔTB	-7.59	0.31	-6.14	-6.31	I(0)
$\ln Y_r$	-0.90	0.98	-4.84	-2.68	I(1)
$\Delta \ln Y_r$	-7.94	0.10	-8.71	-7.78	I(0)
$\ln Y_r^*$	-3.44	0.14	-7.54	-4.06	I(0)
$\Delta \ln Y_r^*$	-3.83	0.06	-5.68	-4.80	I(0)
$\ln Q$	-1.43	0.63	-4.27	-2.32	I(1)
$\Delta \ln Q$	-8.54	0.36	-5.92	-3.83	I(0)
<u>Kritik deę.</u>					
5%	-2.91	0.46	-4.93	-3.56	

Birim kök tahmin bulgularına göre düzey değerleri itibariyle ticaret dengesi ve yurt dışı reel gelir değişkenleri $I(0)$ ya da durağan sonuç verirken yurt içi reel gelir ve reel kur değişkenleri $I(1)$ ya da birinci dereceden bütünleşik bir yapıda bulunmaktadır. Bu nedenle modelin tahmin işlemi için çağdaş bir zaman serisi tahmin yöntemi olan ardışık bağımlı gecikmesi dağıtılmış sınır testi yaklaşımına başvurulacaktır.

5. ARDIŞIK BAĞLANIMLI GECİKMESİ DAĞITILMIŞ ($ARDL$) SINIR TESTİ

Önceki bölümde kullanılan değişkenler farklı bütünleşme derecesine sahip olarak bulunmuştur. Bu nedenle tek denklemlili Engle ve Granger (1987) ya da bir vektör ardışık bağımlı (VAR) yapısı altında en çok olabilirlik temelli Johansen (1995) çok değişkenli eşbütünleşim yöntemlerinin kullanımı dikkate aldığımız veri yapısına uygun düşmemektedir. Bu yaklaşımlardan farklı olarak, Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen $ARDL$ sınır testi yaklaşımı $I(0)$ ya da $I(1)$ değişkenlerin birlikte bir eşbütünleşik değişken uzayı içerisinde bulunmalarına izin vermektedir. Aşağıdaki vektör hata düzeltme modeli dikkate alınır:

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Yukarıda $Y_t = [y_t, x_t]'$ şeklinde tanımlanan değişken vektörüdür. Kendi çalışmamız kapsamında y_t ifadesi ticaret dengesi değişkeniyle temsil edilen içsel değişkeni ve x_t ifadesi

⁵ Δ fark işlemcisidir. ADF, ZA ve LS sınamaları birim kök sıfır varsayımı dikkate alınırken KPSS sınaması sıfır varsayımı olarak durağanlığı kullanılmaktadır.

ticaret dengesini önsel beklentiler doğrultusunda etkileyeceğini varsaydığımız yurt içi reel gelir, yurt dışı reel gelir ve reel döviz kuru açıklayıcı değişkenlerini simgelemektedir. $\mu = [\mu_y, \mu_x]'$ sabit katsayı vektörü olup ve $\Delta = (1-L)$ fark işlemcisidir. $\varepsilon_t = [\varepsilon_y, \varepsilon_x]'$ $\sim N(0, \Omega)$ hata terimleri vektörü normal dağılımlı, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı varsayılmaktadır. (13) no'lu eşitlikte λ uzun dönem çarpan matrisi ve γ kısa dönem tepki matrisidir:

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{yy} & \lambda_{yx} \\ \lambda_{xy} & \lambda_{xx} \end{bmatrix} = -\left(I - \sum_{j=1}^p \phi_j\right) \quad (14)$$

$$\gamma_j = \begin{bmatrix} \gamma_{yy,j} & \gamma_{yx,j} \\ \gamma_{xy,j} & \gamma_{xx,j} \end{bmatrix} = -\sum_{k=j+1}^p \phi_k \quad (15)$$

I birim matrisi ve ϕ_j vektör ardışık bağlanım modeli katsayı matrisidir. λ matrisinin köşegen elemanlarının sınırlandırılmaması kullanılan zaman serilerinin $I(0)$ ya da $I(1)$ olmasına olanak sağlamaktadır. Örneğin $\lambda_{yy} = 0$ ifadesi y değişkeninin $I(1)$ ve $\lambda_{yy} < 0$ ifadesi değişkenin $I(0)$ olmasını ifade etmektedir. Uzun dönem çarpan matrisinin köşegen dışı elemanlarından biri, λ_{yx} ya da λ_{xy} , sıfır değerini alabilmektedir. Bu yöntemsel kapsam dahilindeki sınır testi yaklaşımı değişkenler arasındaki tek denklemlilik eşbütünlük bir ilişkinin değişkenlerin $I(0)$ ya da $I(1)$ olmalarına aldırış edilmeksizin tahmin edilebilmesine olanak sağlamaktadır. Bu açıklamalar izlenerek aşağıdaki eşbütünlük ilişki yazılabilir:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \omega \Delta x_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{p,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_{x,j} \Delta x_{t-j} + u_t \quad (16)$$

(16) no'lu eşitlikte φ ve δ uzun dönem çarpan katsayılarını ve Δy_{t-j} ve Δx_{t-j} hata düzeltme modelinin kısa dönem dinamik yapısını göstermektedir. Sınır testi yaklaşımı (16) no'lu eşitliğin trend bileşenini içeren veya içermeyen bir şekilde en küçük kareler (*OLS*) yöntemiyle tahmin edilmesini gerektirmekte ve F – istatistikleri yardımıyla y_t ve x_t değişkenlerinin düzey değerleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır:

$$\begin{aligned} H_0 &: \varphi = 0, \delta = 0 \\ H_1 &: \varphi \neq 0, \delta \neq 0 \end{aligned} \quad (17)$$

(17) no'lu eşitlikte F – ya da *Wald* – sınamaları ile H_0 hipotezinin reddedilmesi H_1 hipotezinin kabul edilmesine yol açacak ve değişkenler arasındaki uzun dönemli bir denge ilişkisini gösterecektir. Tahmin edilen istatistikler Pesaran vd. (2001) çalışmasında aktarılan ve standart olmayan bir dağılıma sahip ölçüt değerlerin kavuşmazda sahip olması gereken değerlerle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F – istatistiğinin eşik değerlerin dışına düşmesi durumunda, değişkenlerin $I(0)$ ya da $I(1)$ şeklinde bütünleşme derecelerini bilmeye gerek kalmaksızın değişkenlerin düzey değerleri arasında eşbütünleşik bir ilişkinin varlığıyla ilgili kesin bir yorum yapılabilmektedir. Bu durumda F – istatistiğinin üst eşik sınır değerinin üzerinde tahmin edilmesi değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin bulunmadığı H_0 varsayımının reddedilmesine yol açmakta, F – istatistiğinin alt eşik sınır değerinden düşük bulunmasıysa H_1 alması varsayımının kabul edildiğini ve değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin bulunmadığını göstermektedir. Hesaplanan F – istatistiğinin eşik sınır değerlerinin arasına düşmesi durumundaysa, değişkenler arasındaki olası bir eşbütünleşik ilişkinin varlığıyla ilgili olarak değişkenlerin bütünleşme derecelerinin bilinmesi gerekmektedir.

(16) no'lu eşitlikte bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli katsayısının t – istatistiği değerinin Pesaran vd. (2001) tarafından aktarılan kritik değerleri aşması da modeldeki değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin varlığını gösterebilecektir. Daha sonra yaygın kullanılan model seçimi gecikme bilgi ölçütleri aracılığıyla *ARDL* modelinde yer alan değişkenler için uygun gecikme uzunluğu saptanmakta ve bu şekilde seçilen model için uzun dönemli denge ve kısa dönemli hata düzeltme modeli katsayıları *OLS* yöntemiyle tahmin edilmektedir.

6. SINIR TESTİ TAHMİN BULGULARI

Bir sonraki aşamada *ARDL* eşbütünleşim denklemi ve hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir. Bu amaçla öncelikle uygun gecikme uzunluğu (p) belirlenmektedir. Pesaran vd. (2001) izlenerek ve Akaike (AIC) ve Schwarz (SC) bilgi ölçütleri dikkate alınarak $p = 1, 2, \dots, 6$ için (16) no'lu koşullu hata düzeltme modeli trend içeren ve içermeyen bir şekilde *OLS* yöntemiyle tahmin edilmektedir.

Tablo 2. (12) No’lu Ticaret Dengesi Eşitliği İçin Gecikme Sayısı Seçimi

Deterministik Trendsiz						Deterministik Trendli				
<i>p</i>	AIC	SC	$\chi_{sc}^2(1)$	$\chi_{sc}^2(4)$	Reset	AIC	SC	$\chi_{sc}^2(1)$	$\chi_{sc}^2(4)$	Reset
1	-2.79	-2.37	0.52	1.38	0.13	-2.77	-2.32	0.05	1.80	0.57
2	-2.81	-2.24	10.25*	3.11**	1.15	-2.81	-2.21	12.8***	3.27**	0.13
3	-3.20	-2.49	0.55	0.55	1.82	-3.30	-2.95	0.05	0.21	0.59
4	-3.17	-2.30	4.02***	1.64	0.45	-3.21	-2.31	2.69	0.95	0.38
5	-3.19	-2.18	0.01	0.52	1.79	-3.20	-2.15	0.24	0.32	2.34
6	-3.18	-2.01	1.14	0.29	2.27	-3.16	-1.96	1.32	0.45	2.37

Tablo 2’de $\chi_{sc}^2(1)$ ve $\chi_{sc}^2(4)$ sırasıyla birinci ve dördüncü dereceden ardışık bağımlılık (serial correlation) olmaması sıfır varsayımı altında Breusch-Godfrey hata terimleri Lagrange çarpanı ardışık bağımlılık sınaması F – istatistiklerini ve Reset ifadesi Ramsey Reset testi F – istatistiklerini temsil etmektedir. ‘*’, ‘**’, ve ‘***’, ifadeleri sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Bütün modeller içerisinde 3 gecikme uzunluğunu kullanan tahmin modeli $ARDL$ eşitliği için bilgi ölçütlerini en düşük yapan değeri almakta, aynı zamanda herhangi bir ardışık bağımlılık ve yanlış fonksiyonel belirlenme özelliği taşımamaktadır:

Tablo 3. ARDL Sınırlandırılmamış Hata Düzeltme Modeli
(White-Hinley değişen varyans tutarlı standart hata ve ortak varyans)

Bağımlı Değ: ΔTB	Katsayı	Std. hata	t – istatistiği	Olasılık
C	c(1) = -16.77	7.87	-2.13	0.04
TB_{t-1}	c(2) = -0.51	0.10	-5.16	0.00
$\ln Y_{r,t-1}$	c(3) = -1.15	0.52	-2.22	0.03
$\ln Y_{r,t-1}^*$	c(4) = 0.89	0.50	1.79	0.08
$\ln Q_{t-1}$	c(5) = -0.26	0.12	-2.19	0.03
<i>trend</i>	c(6) = 0.02	0.01	-2.32	0.03
ΔTB_{t-1}	c(7) = -0.09	0.13	-0.72	0.47
ΔTB_{t-2}	c(8) = -0.19	0.11	-1.80	0.08
ΔTB_{t-3}	c(9) = -0.21	0.11	-1.83	0.07
$\Delta \ln Y_{r,t}$	c(10) = 0.30	0.39	0.77	0.44
$\Delta \ln Y_{r,t-1}$	c(11) = 1.78	0.49	3.62	0.00
$\Delta \ln Y_{r,t-2}$	c(12) = 2.00	0.40	5.05	0.00
$\Delta \ln Y_{r,t-3}$	c(13) = 1.37	0.32	4.34	0.00
$\Delta \ln Y_{r,t}^*$	c(14) = 2.05	0.56	3.69	0.00
$\Delta \ln Y_{r,t-1}^*$	c(15) = -1.86	0.68	-2.72	0.00
$\Delta \ln Y_{r,t-2}^*$	c(16) = -1.22	0.55	-2.22	0.03
$\Delta \ln Y_{r,t-3}^*$	c(17) = 0.96	0.46	2.09	0.04
$\Delta \ln Q_t$	c(18) = 0.09	0.14	0.66	0.51
$\Delta \ln Q_{t-1}$	c(19) = 0.11	0.17	0.67	0.50
$\Delta \ln Q_{t-2}$	c(20) = -0.19	0.13	-1.46	0.15
$\Delta \ln Q_{t-3}$	c(21) = 0.04	0.11	0.37	0.71
$R^2 = 0.77$ Uyarlanmış $R^2 = 0.65$ F – ist. = 6.33 <i>Durbin – Watson – ist</i> = 1.94				

Olası bir eşbütünlük ilişki Pesaran vd. (2001) Tablo CI(iv), Tablo CI(v) ve Tablo CII(v) içerisinde aktarılan kritik değerler ile tahmin bulguları karşılaştırılarak incelenmektedir:

Tablo 4. Eşbütünlük İlişkinin Sınanması İçin F – ve t – İstatistikleri

p	F_{iv}	F_v	t_v
3	9.30	14.46	-5.16
<u>0.05 Tablo kritik değeri</u>			
$I(0)$	3.38	4.01	-3.41
$I(1)$	4.23	5.07	-4.16

F_v ifadesi deęişken düzey katsayılarının bir dönem gecikmeli deęerlerine ve deterministik trend bileşenine sıfır deęerini kısıtlayan Wald sınamaları F – istatistięini göstermektedir. F_v ifadesi ise yalnızca deęişken düzey katsayılarının bir dönem gecikmeli deęerlerine sıfır deęerini kısıtlayan Wald sınamasıdır. t_v ifadesi baęımlı deęişkenin düzey katsayısının bir dönem gecikmeli deęerinin t – istatistięidir. Yukarıdaki tablo kapsamında F_v göstergesi $H_0 : c(2) = c(3) = c(4) = c(5) = c(6) = 0$ hipotezini sınarken F_v göstergesi $H_0 : c(2) = c(3) = c(4) = c(5) = 0$ hipotezini sınamaktadır. t_v göstergesi de $c(2)$ katsayısının anlamlılıęını göstermektedir.

Tablo 4’e göre tahmin ettięimiz model için F – istatistikleri üst kritik deęerleri aşmakta, dolayısıyla zaman serilerinin $I(0)$ ya da $I(1)$ olmaları dikkate alınmaksızın bunlar arasında eşbütünleşik bir ilişki bulunmaktadır. Baęımlı deęişkenin bir dönem gecikmeli düzey deęerinin t – istatistięi de eşbütünleşik ilişkinin varlıęını doğrulamaktadır. Bárdsen (1989) izlenerek (16) no’lu eşitlikte uzun dönem katsayıları baęımsız deęişkenlerin bir dönem gecikmeli düzey katsayıları baęımlı deęişkenin bir dönem gecikmeli düzey katsayısına bölünüp elde edilen sonucun eksi 1 ile çarpılması ile elde edilebilecektir (16 no’lu eşitlik kapsamında $\left(-\frac{\delta}{\phi}\right)$ ifadesi bu normalleştirmeyi gösterecektir). Bu doğrultuda Tablo 3 kullanılarak elde edilen uzun dönem katsayıları aşağıya aktarılmıştır:

Tablo 5. Ticaret Dengesi İlişkisi Uzun Dönem Katsayıları

TB	$\ln Y_r$	$\ln Y_r^*$	$\ln Q$
-1.00	-2.25	1.75	-0.51

Bu tahminlerin ışığında (16) no’lu eşitlikte p ve q deęerlerinin farklılaşmasına izin verilebilir. Bu tür bir yaklaşım çok sayıda $ARDL$ modelinin tahmin edilmesini gerektirecektir. Yukarıdaki bulgularımız doğrultusunda baęımlı ve baęımsız deęişkenler için en yüksek gecikme sayısı 3 olarak dikkate alınmak üzere farklı $ARDL$ modelleri EViews 10.0 ekonometri paket programı içerisinde tahmin edilmiş ve en uygun model $ARDL(3,2,2,2)$ olarak saptanmıştır. Bu modelden elde edilen katsayı tahminleri de aşağıya aktarılmıştır (standart hatalar parantez içerisinde):

Tablo 6. *ARDL(3,2,2,2)* Ticaret Dengesi Modeli Uzun Dönem Katsayıları

<i>TB</i>	$\ln Y_r$	$\ln Y_r^*$	$\ln Q$
-1.00	-1.74 (0.73)	2.01 (0.89)	-0.82 (0.39)

Tablo 5 ve Tablo 6 katsayı bulguları uyum içerisinde gözükmektedir. Tablo 6 izlenerek yurt içi reel gelir düzeyindeki %1’lik bir artış dış dengenin %1.74 oranında kötüleşmesine neden olmaktadır. G7 ülkeleri sanayi üretim endeksi ile temsil edilen yurt dışı reel gelirdeki bir artış ticaret dengesini olumlu bir şekilde etkilemektedir. Yurt dışı reel gelirin % 1 artması ticaret dengesini %2.01 oranında iyileştirmektedir. Reel kur ile ticaret dengesi arasında da negatif bir ilişki bulunmaktadır. Reel kurdaki %1’lik bir artış ya da kullandığımız reel kur endeksi doğrultusunda ulusal paranın yabancı para birimlerine karşı reel olarak değerlendirilmesi ticaret dengesini %0.82 oranında kötüleştirir. Reel döviz kuru değer kaybına neden olabilecek bir iktisat politikası uzun dönemli olarak ticaret dengesinin iyileşmesine hizmet etmektedir. Bu durum ulusal paradaki reel değerlenmenin uzun dönemde dış alımı özendirirken dış satımı caydırıcı bir unsur oluşturduğunu göstermektedir. Bulgular önsel beklentilerimiz ile tutarlı gözükmektedir. *ARDL(3,2,2,2)* modeli kısa dönem hata düzeltme modeli Tablo 7’de sunulmaktadır:

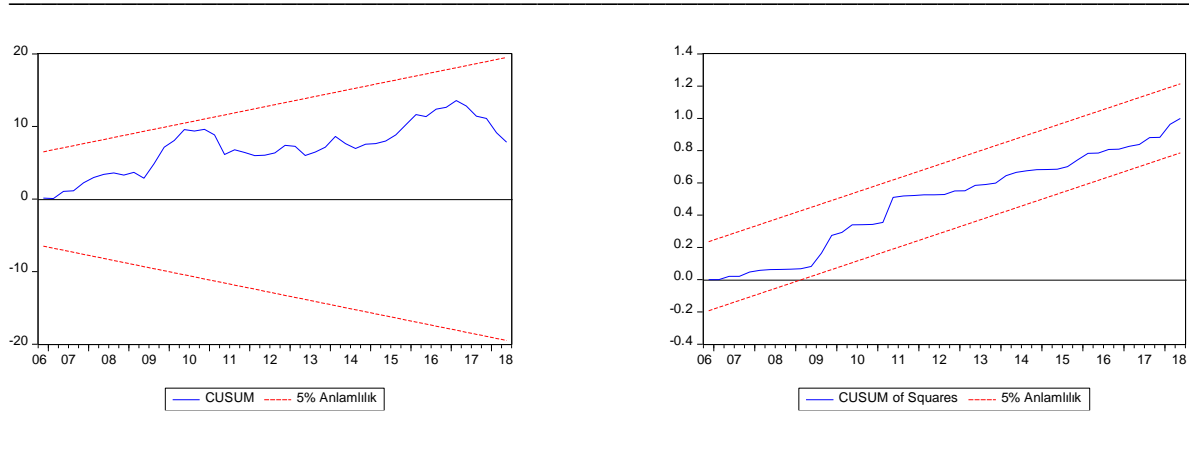
Tablo 7. Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli

Değişken	Katsayı	Std. hata	<i>t</i> – istatistiği	Olasılık
$d(TB)_{t-1}$	-0.23	0.11	-2.16	0.04
$d(TB)_{t-2}$	-0.10	0.05	-1.99	0.05
$d(\ln Y_r)_t$	-0.58	0.18	-3.24	0.00
$d(\ln Y_r)_{t-1}$	-0.24	0.06	-3.98	0.00
$d(\ln Y_r^*)_t$	-2.63	0.62	-4.26	0.00
$d(\ln Y_r^*)_{t-1}$	0.91	0.54	1.70	0.10
$d(\ln Q)_t$	0.34	0.16	2.13	0.04
$d(\ln Q)_{t-1}$	0.16	0.09	1.77	0.08
EC_{t-1}	-0.34	0.09	-3.97	0.00

C

$R^2 = 0.61$ Uyarlanmış $R^2 = 0.53$ $F - ist. = 5.07$ *Durbin – Watson – ist = 2.01*

Yurt içi reel gelir değişkeni açısından uzun dönem bulgularına benzer sonuçlar elde edilmekte, reel gelir büyümesi dış denge üzerinde olumsuz bir etki yaratmaktadır. Dış dünya reel gelir büyümesinin ise dinamik uyarılama sürecinde hem olumlu hem de olumsuz bir etkisine rastlanmaktadır. Reel döviz kuru değişim oranı ile dış denge arasında ise kısa dönemli olarak pozitif bir ilişki bulunmakta, reel kurda gözlenen pozitif artış oranları dış dengenin kötüleşmesine neden olmaktadır.⁶ Tahmin ettiğimiz modelde uzun dönem durağan dış denge ilişkisinden sapmalarının yaklaşık %34'ü bir dönem içerisinde ortadan kalkmaktadır. Model herhangi bir tanı koyma sorunu göstermemektedir. Bu modele ait CUSUM ve CUSUMSQ istikrar sınamaları kısaca aşağıya aktarılmıştır. Modelde önemli bir istikrarsızlık sorunu ile karşılaşılmamaktadır:



Şekil 1. Hata Düzeltme Modeli İstikrar Sınamaları

7. SONUÇ

Çalışmamızda Türkiye ekonomine yönelik ticaret dengesinin belirleyicileri incelenmiştir. Bu amaçla öncelikle incelenen iktisat yazınından da yararlanılarak kuramsal temelli bir model oluşturulmuş, daha sonra çağdaş ekonometri kuramı zaman serisi tahmin yöntemlerindeki gelişmeler ışığında bu model Türkiye ekonomisi verileri ile sınanmıştır. Ardışık bağımlı gecikmesi dağıtılmış sınır testi yaklaşımı kullanılarak elde ettiğimiz bulgular değişkenler arasında kuramsal model ile tutarlı bir şekilde uzun dönemli durağan bir ilişkinin bulunduğunu göstermiştir. Tahmin sonuçlarına göre yurt içi reel gelirdeki artışlar ticaret dengesini kötüleştirirken, yurt dışı reel gelir artışı ticaret dengesini iyileştirmektedir.

⁶ Ancak, belirtmek isteriz ki, kuramsal olarak iktisadi modellemeler daha çok uzun dönemli denge durumlarını ortaya koymaya yönelik olarak yapılmakta ve bu şekilde beklenti oluşum süreçleri belirlenmektedir. Dolayısıyla gerçekleştirdiğimiz dinamik uyum süreci sonucunda elde ettiğimiz katsayılar ile ilgili yorumlara uzun dönemli katsayı değerlendirmelerine göre daha ihtiyatlı bir şekilde yaklaşılmalıdır. Bu noktaya dikkatimizi çeken anonim hakeme teşekkür ederiz.

Reel kur deęişimlerinin ticaret dengesi üzerindeki etkisi incelendięinde ise ulusal paranın yabancı para birimlerine karşı uzun dönemde reel olarak deęerlenmesinin ticaret dengesini kötüleştirdięi gözlenmiştir. Ayrıca gerçekleştirilen hata düzeltme modellemesine göre uzun dönem ticaret dengesi ilişkisinden sapmaların yaklaşık %34'ü bir gözlem dönemi içerisinde ortadan kalkmaktadır. Çalışmanın sonunda bulgularımız doğrultusunda yaptığımız deęerlendirmelerin son derece eleştiriye açık bir içerik taşıdığı belirtilmelidir. Dolayısıyla ticaret dengesini açıklamaya yönelik, aynı zamanda örneklem dönemini uzatan gelecek tarihli çalışmaların kendi çalışmamızda ulaştığımız sonuçların geçerliliğinin sorgulanması için gerekli olduğu düşünölmektedir.

KAYNAKÇA

Akbostancı, E. (2004), "Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J-Curve", *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), s. 57-73.

Bahmani-Oskooee, M. (1991), "Is There a Long-Run Relation Between the Trade Balance and the Real Effective Exchange Rate of LDCs?", *Economic Letters*, 36(4), s. 403-407.

Bahmani-Oskooee, M. (2001), "Nominal and Real Effective Exchange Rates of Middle Eastern Countries and Their Trade Performance", *Applied Economics*, 33(1), s. 103-111.

Bårdsen, G. 1989, "Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51(2), s. 345-350.

Brada, J. C., Kutan, A.M. ve Zhou, S. (1997), "The Exchange Rate and the Balance of Trade: The Turkish Experience", *The Journal of Development Studies*, 33(5), s. 675-692.

Çelik, T., Çelik, B. ve Barak, D. (2017). Geçiş Ekonomilerinde Reel Döviz Kuru Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), s. 877-890

Dickey, D. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49(4), s. 1057-1072.

Doğan, Z. ve Kurt, Ü. (2016), "Türkiye Ekonomisinde Reel Döviz Kuru ve İthalat İlişkisi", *The Journal of Academic Social Science Studies*, (45), s. 327-336.

Domaç, İ. 1993, "The J-Curve Phenomenon and Its Existence in Turkey", *Yapı Kredi Economic Review*, 6, s. 65-80.

Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), s. 251-76.

Goldstein, M. ve Khan, M.S. (1985), "Income and Price Effects in Foreign Trade", In: Ronald W. Jones and Peter B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, (2), Amsterdam: North Holland, s. 1041-1105.

<https://evds2.tcmb.gov.tr>, erişim tarihi: 29.10.2018.

<https://stats.oecd.org>, erişim tarihi: 29.10.2018.

Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.

Jones, C.I. (1998). *Introduction to Economic Growth*. New York, N.Y.: W.W. Norton & Company, Inc.

- Karabulut, Ş. (2018), “Türkiye’de Dış Ticaret ve Milli Gelir İlişkisinin Ampirik Analizi (1970-2016)”, *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 11(Prof. Dr. Harun TERZİ Özel Sayısı), s. 425-442
- Kimbugwe, H. (2007), “The Bilateral J-curve Hypothesis between Turkey and Her 9 Trading Partners”, *MPRA Paper*, No. 4254.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, 54, s. 159-178.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85(4), s. 1082-1089.
- Pesaran, M.H, Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), s. 289-326.
- Rose, A.K. ve Yellen, J.L. (1989), “Is There a J-curve”, *Journal of Monetary Economics*, 24(1), s. 53-68.
- Salvatore, D. (1998). *International Economics (International Edition)*. New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Stučka, T. (2004), “The Effects of Exchange Rate Change on the Trade Balance in Croatia”, *IMF Working Paper*, No. 04/65.
- Tapşın, G. ve Karabulut, A. T. (2013). Reel Döviz Kuru, İthalat Ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği, *Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (26), s. 190-205
- Yücesan, M., Torun, M and Kurt, S. (2017). Döviz Kuru Değişimlerinin Dış Ticaret Üzerine Etkileri: Türkiye’nin Yeni Dış Ticaret Pazarları Arayışında Seçilmiş Ülke Grupları Üzerine Ekonometrik Bir Analiz, *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 52(10), s. 1288-1297
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), s. 251-270.