

TÜRKİYE VE ALMANYA ARASINDAKİ DİŐ TİCARET DENGESİNİN SINIR TESTİ YAKLAŐIMIYLA İNCELENMESİ

Gökhan DEMİRTAŐ*

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ve Almanya arasındaki ikili dış ticaret dengesini incelemektir. Bu amaçla eşbütünleşme testi olarak son yıllarda geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modele dayanan sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Çalışma, 2002-2012 dönemine ilişkin aylık verileri içermektedir. Tahmin sonuçlarına göre Türk Lirasındaki reel değer kaybının kısa ve uzun dönemde Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesi üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu görülmüştür. Ayrıca ampirik sonuçlar her iki ülkenin gelirini temsilen alınan sanayi üretim endeksinin, dış ticaret dengesi üzerinde beklentilere uygun etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kavramlar: Reel Döviz Kuru, Dış Ticaret Dengesi, ARDL Model.

THE ANALYSIS OF THE BILATERAL TRADE BALANCE BETWEEN TURKEY AND GERMANY WITH BOUNDS TEST APPROACH

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse the bilateral trade balance between Turkey and Germany. For this purpose, recently developed Bounds test cointegration approach based on Autoregressive Distributed Lag model is conducted by using monthly data over the period from 2002 to 2012. According to the estimation results, the real depreciation of the Turkish Lira have a statistically significant positive impact on Turkey's trade balance with Germany in the short and long run. In addition, the empirical results indicate that industrial production indexes taken as a proxy for income of two countries have the expected effects on the trade balance.

Keywords: Real Exchange Rate, Trade Balance, ARDL Model.

* Yrd. Doç. Dr., Afyon Kocatepe Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.
Makalenin kabul tarihi: Nisan 2014.

GİRİŞ

İhracat, gelişmekte olan ülkelerin ekonomik ilerlemesinde önemli bir rol oynamaktadır. Bunlardan en önemlisi gelişmekte olan ülkelerin enerji ve yatırım malı ithalat talebini karşılayacak döviz finansmanını sağlamasıdır. Bu durum dolaylı olarak bir ülkenin dış rekabetini artırmaktadır. Ayrıca bir ülkenin ihracatının artması o ülkenin ölçek ekonomilerinden yararlanmasının da önünü açmaktadır. Dış ticaret açıkları, gelişmekte olan ülkelerde döviz arz ve talebini büyük ölçüde belirlemektedir. Özellikle sermaye hareketlerinin sınırlı olduğu ülkelerde bu durum daha belirgin hale gelmektedir. Türkiye’de de dış ticaret açığı ve dolayısıyla cari açık ekonomik sorunlar arasında öncelikli bir yere sahiptir. Bu nedenle TL’nin değerlendirilmesi ya da değer kaybetmesi önem kazanmaktadır.

Bu çalışma, TCMB tarafından 19 Şubat 2013 tarihinde alınan Para Politikası Kurulu Kararından esinlenilerek oluşturulmuştur. Belirtilen karar ile TCMB, borçlanma/borç verme faizini düşürürken (faiz koridorunu sınırlı oranda olsa da indirirken) zorunlu karşılıklara ilişkin sıkılaştırıcı yönde adım atılmasını uygun görmektedir. Faiz düşüşü ile birlikte kısa vadeli yabancı sermayenin bir miktar da olsa yurt dışına çıkışı, nominal kurun yükselmesine ve dolayısıyla TL’nin değer kaybetmesine neden olacaktır. Bu durum ihracatın artmasına ve ithalatın azalmasına neden olacağından dış ticaret açığının bir miktar kapanması anlamına gelir. Belirtilen kararın ikinci yönü, karşılık oranlarıyla ilgilidir. Piyasada faiz oranları düşüşüyle birlikte kredi olanaklarının genişlemesine engel olmak için zorunlu karşılık oranları yükseltilmektedir. Merkez Bankası’nın kredi olanaklarını sınırlandırması, tüketim artışlarının enflasyon üzerinde oluşturacağı baskıyı azaltacağı gibi tüketim talebinin marjinal ithalat eğilimi kadarının yurtdışı mal ve hizmetlere yönelmesini engelleyecektir.

Yukarıda belirtilen mekanizmanın etkili olabilmesi için Türkiye’nin dış ticaret fonksiyonunda yer alan reel döviz kurunun istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olması gerekir. Bir başka deyişle sermaye çıkışlarıyla birlikte gerçekleşen nominal döviz kuru artışları dış ticaret dengesini iyileştirmiyorsa belirtilen politikanın etkili olma ihtimali düşüktür. Bu noktadan hareketle çalışmanın temel amacı, Türkiye ile en büyük ticaret ortağı olan Almanya arasındaki dış ticaret fonksiyonunu incelemektir. Böylece reel döviz kurundaki değişmelerin iki ülke arasındaki dış ticaret dengesini nasıl etkilediği ortaya konacaktır.

Literatürde döviz kurunun dış ticaret dengesini iyileştirmede politika aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağına dair ampirik çalışmalar, karmaşık sonuçlar vermektedir. Literatürde yer alan temel çalışmalardan Narayan (2006,2004), Bahman-Oskooee (2001) Lal ve Lowinger (2002), Singh (2002) döviz kurunun politika aracı olarak kullanılabilmesi sonucunu desteklerken Wilson ve Tat (2001) ve Mokerjee (1997) ise aksi yönde bir sonuca ulaşmıştır. Türkiye için

yapılan çalışmalarda da benzer bir durum bulunmaktadır. Karaçor ve Gerçeker (2012), İrhan vd. (2011), Şimşek ve Kadılar (2005), Kale (2001) döviz kurunun politika aracı olarak kullanılabilirliğini ifade ederken Aktaş (2010), Halıcıoğlu (2008), Coşar (2002) tarafından ulaşılan ampirik sonuçlar, aksi yöndedir.

Ayrıca dış ticaret modeli, Türkiye'nin Almanya ile yaptığı dış ticaretin hangi ülkenin sanayi üretimine bağlı olarak değiştiğini ortaya koyması açısından da önemlidir. Çalışmada Gecikmesi Dağıtılmış Ototegresif (ARDL-Autoregressive Distributed Lag) modele dayanan sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Model, Türkiye'nin Almanya ile yaptığı dış ticarete ilişkin 2002M01-2012M08 dönemini kapsayan aylık verileri içermektedir. Bununla birlikte model, Rose ve Yellen (1989)'ı takiben yapılan çalışmalarda kullanılan ikili dış ticaret dengesi yaklaşımı dikkate alınarak oluşturulmuştur. Çalışma, neden Almanya ile olan ticaretin konu alındığını belirten ikinci bölümle devam etmektedir. Ardından üçüncü bölümde teorik ve ampirik literatür taramasına yer verilmiştir. Dördüncü bölüm, model ve veri setine ilişkin bilgiler içermektedir. Çalışmanın beşinci bölümünde ARDL model hakkında açıklamalar, altıncı bölümde ise ampirik sonuçlar yer almaktadır.

I. TÜRKİYE'NİN ALMANYA İLE DIŞ TİCARETİNİN GELİŞİMİ

Türkiye'nin korumacı dış ticaret politikasını bırakarak dünya ile ticari ve mali açıdan daha fazla entegre olması, bilindiği gibi Ocak 1980 kararlarıyla başlamıştır. 1980 sonrasında ihracatı teşvik politikasını izlemek amacıyla birçok yapısal reform gerçekleştirilmiştir. Bu geçiş sürecinin başlangıcından itibaren ihracat teşviklerine kıyasla döviz kurları, politika aracı olarak kullanılmaya başlamıştır. Sonrasındaki süreçte Türkiye, dış ticaret dengesine bağlı birkaç finansal kriz ve birçok finansal sorun yaşayarak günümüze kadar gelmiştir.

Türkiye gerek 1980'li yıllardan önce uyguladığı ithal ikameci sanayileşme politikası sürecinde gerekse sonrasında uyguladığı ihracatı teşvik politikası döneminde dış ticaret açığı sorunuyla karşı karşıya kalmıştır. Bu nedenle bazı dönemlerde döviz kuru politikaları, dış ticaret açığını giderme aracı olarak kullanılmıştır. Ayrıca 1989 yılı sonrasında sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ve özellikle 2000'li yıllar boyunca Türkiye'ye giren kısa vadeli yabancı sermaye miktarının giderek artması, döviz kurunun hangi seviyede olması gerektiğiyle ilgili tartışmaların temelini oluşturmuştur.

Türkiye'ye giren kısa vadeli yabancı sermaye, TL'nin aşırı değerlenmesine neden olmuş ve diğer bazı ekonomik ve finansal sorunlarla birlikte 1994, 1999 ve 2001 yıllarında yaşandığı gibi 3 büyük resesyona yol açmıştır. Bu yıllarda yaşanan devalüasyonlar, kısa süreliğine dış ticaret dengesinde iyileşmeyi sağlamış; ancak bir süre sonra dış ticaret açığı eski düzeyine gelmiştir. 2001 yılında

hazırlanan IMF destekli istikrar programı ile ikiz açık sorunu ile mücadele edilmeye çalışılmıştır. (Halıcıoğlu, 2008:237) 2002 yılından bu yana serbest dalgalanan döviz kuru politikasına rağmen TL, 2008 yılına gelinene kadar istikrarlı bir şekilde değerlendirilmiştir. Bu durum Türkiye’de reel faiz oranının düşük olmasına ve dolayısıyla fiyat istikrarının sağlanmasına neden olmuştur. Ancak aşırı değerli döviz kuru, büyük oranda dış ticaret açığından kaynaklanan cari açık sorununun devam etmesine neden olmuştur.

Çalışmanın amacına uygun olarak Türkiye’nin en büyük ticaret ortağı olan Almanya tercih edilmiştir. Tablo 1, Türkiye’nin dış ticaretinde Almanya’nın payını göstermesi açısından önemlidir. Çalışmanın ele alındığı dönemde Almanya, Türkiye’nin en büyük dış ticaret ortağı olmaya devam etmiştir. 2002-2011 yılları dikkate alındığında 2008 yılı haricinde Türkiye’nin en büyük ticaret (ihracat ve ithalat toplamına bakılarak) ortağı Almanya’dır. 2008 yılında ise Türkiye’nin en büyük ticaret ortağı Rusya olmuştur. Türkiye, Almanya ile yaptığı ticaretle belirtilen dönem boyunca açık vermeye devam etmiştir. Ayrıca Türkiye, bu dönemde ticaret yaptığı ülke sayısını artırdığı için pazar topluluşma oranında iyileşme olduğu görülmüştür. Bu nedenle Türkiye’nin Almanya ile yaptığı ticaretin nominal değeri artmasına rağmen toplam ticaretteki payı azalmıştır.

Tablo 1: Türkiye ve Almanya Arasındaki İkili Dış Ticarete İlişkin Veriler

	Türkiye’den Almanya’ya Yapılan İhracatın		Türkiye’nin Almanya’dan yaptığı İthalatın		Türkiye'nin Almanya ile Toplam Ticaretin	
	Miktarı (Milyon Dolar)	Toplam İhracat İçindeki Payı (%)	Miktarı (Milyon Dolar)	Toplam İthalat İçindeki Payı (%)	Miktarı (Milyon dolar)	Toplam Ticaret İçindeki Payı (%)
2002	5.869	16,3	7.041	13,7	12.910	14,7
2003	7.485	15,8	9.452	13,6	16.937	14,5
2004	8.745	13,8	12.515	12,8	21.260	13,2
2005	9.455	12,9	13.633	11,7	23.088	12,1
2006	9.686	11,3	14.768	10,6	24.454	10,9
2007	11.993	11,2	17.540	10,3	29.533	10,6
2008	12.951	9,8	18.687	9,3	31.638	9,5
2009	9.793	9,6	14.096	10,0	23.889	9,8
2010	11.479	10,1	17.549	9,5	29.028	9,7
2011	13.951	10,3	22.985	9,5	36.936	9,8

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu verilerinden derlenmiştir.

II. TEORİK VE AMPİRİK ARKA PLAN

Döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik teorik yaklaşımlardan en çok bilineni esneklik (elasticity) yaklaşımıdır. Temelleri (Bickerdike (1920), Robinson (1949), Metzler (1949) tarafından belirlenen (BRM modeli) ve geleneksel yaklaşım olarak da adlandırılan bu yaklaşıma göre nominal devalüasyon, dış ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz etkilese bile uzun dönemde tersine bir şekilde iyileştireceği (J eğrisi) vurgulanmaktadır. Marshall (1923)-Lerner (1944)'ın geliştirdiği bu yaklaşım, ithalat ve ihracat talep esnekliğinin toplamı, mutlak değer olarak birden büyük ($|e_x| + |e_m| > 1$) ise devalüasyonun uzun dönemde dış ticaret dengesini iyileştireceğini ortaya koymaktadır.

J eğrisine göre devalüasyon meydana geldiğinde gerçekleşmekte olan ve sözleşmelerle belirlenen ticaret tamamlanıncaya kadar geçen kısa dönemde, dış ticaret dengesi olumsuz etkilenir. İhraç mallarına olan talep açısından düşünüldüğünde, yabancıların fiyat değişimlerine tepki göstermeleri gecikmekte ve yeni satın alım sözleşmelerinin yapılması zaman almaktadır. İhraç mallarının arzı açısından bakıldığında ise üretimin artırılması zaman alabilmektedir. Bu nedenle kısa vadede fiyat etkisi ön planda olmakta ve dış ticaret dengesi kötüleşmektedir. Ancak ihracat ve ithalat talep esnekliklerinin mutlak değer toplamının birden büyük olması durumunda ucuzlayan ihraç malları yabancılar tarafından daha çok talep edilirken pahalılaştıran ithal mallarının yurtiçi talebi azalacaktır. Bu nedenle uzun dönemde miktar etkisi ön planda olacağından dış ticaret dengesi de iyileşecektir.

Son yıllarda J eğrisi etkisi üzerine yapılmış çalışmalar, toplulaştırılmış dış ticaret dengesi yaklaşımı ve ikili dış ticaret dengesi yaklaşımı olmak üzere iki farklı başlıkta toplanmaktadır. Toplulaştırılmış dış ticaret dengesi yaklaşımı bir ülkeden dünyanın geri kalanına yapılan ticaret akımlarını dikkate alırken ikili dış ticaret dengesi yaklaşımı bir ülkeden dış ticaret ortaklarına yapılan ticareti ayrı ayrı ele almaktadır. İkili ticaret dengesi yaklaşımı, bir ülkenin ticaret ortaklarından birisiyle ticareti gelişirken diğeriyle bozulabileceği ihtimali göz önüne alındığında daha detaylı bir analiz sunmaktadır. Örneğin bir ülkenin para birimindeki değer kayıpları, ticaret ortaklarından birisi üzerine pozitif etkide bulunurken bir diğeriye negatif etkide bulunabilir. Bu nedenlerle Halıcıoğlu (2008) çalışmasında Rose ve Yellen (1989)'ı takiben yapılan ikili dış ticaret yaklaşımını kullandığını belirtmektedir.

Bir diğer yaklaşım, Harberger (1950) ve Alexander (1959) tarafından geliştirilen devalüasyonun dış dengeyi sağlayıcı etkisini milli gelir üzerinde yaptığı değişimler yoluyla açıklayan massetme yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre devalüasyon, ithalatı pahalılaştıracığından ve yurtiçi talebi, ithal ikamesi ürünlere

yönelteceğinden dolayı yurtiçi gelir artışına neden olmaktadır. Bir başka deyişle toplam talepteki bu artış çarpan mekanizması aracılığıyla yurtiçi geliri artırmaktadır. Böylece yurtiçi gelir ile toplam harcamalar arasındaki fark giderek azalmaktadır. Diğer yandan Keynesyen iktisadi düşünceye göre pozitif gelir elasti-kiyetinden dolayı yurtiçi gelirin artması, ithalatın artmasına neden olacaktır. Bu durumda yurtiçi üretime oranla yurtiçi toplam harcamayı azaltan bir etki de ortaya çıkacaktır.

Dornbusch (1973) ve Frenkel ve Rodriguez (1975)'e ait olan parasalcı yaklaşıma göre devalüasyon, reel para arzını daraltmakta ya da ticarete konu olan mallarla olmayan mallar arasındaki göreceli fiyatları kötüleştirmektedir. Parasalcı yaklaşıma göre devalüasyon, dış ticarete konu olan malların fiyatını yükselttiğinden fiyatlar genel düzeyini artırmaktadır. Enflasyon nedeniyle bireylerin elinde tuttuğu paranın reel değeri azaldığından nominal para talebi artar. Bu durum yurtdışından ülkeye döviz girişlerini hızlandırır. Döviz girişleri karşılığında merkez bankaları, emisyon hacmini artırarak reel para arzı ve reel para talebi dengesini yeniden sağlar. Parasalcı yaklaşıma göre devalüasyonun dış ticaret dengesini sağlayıcı etkisi sadece ithalatın azalması ve ihracatın atmasıyla değil aynı zamanda sermaye hareketleri yoluyla gerçekleşmektedir. Bu mekanizmaya göre devalüasyonun etkisi geçicidir. Bir başka deyişle uzun vadede reel ekonomik değişkenler üzerinde etkide bulunmamakta sadece fiyatlar genel düzeyini artırmaktadır.

İrhan vd. (2011), ARDL modelini kullanarak 1990-2007 dönemi için Türkiye'nin dış ticaret dengesinin belirleyicilerini araştırmıştır. Çalışmanın sonuçları, reel döviz kuru değer kayıplarının ticaret dengesini güçlü ve anlamlı bir şekilde iyileştirdiğini göstermektedir. Ayrıca, yurtiçi reel gelirdeki artışlar, dış ticaret dengesini olumsuz etkilerken yabancıların reel gelirdeki artışların dış ticaret dengesini güçlü bir şekilde iyileştirdiğini göstermektedir. Aktaş (2010), 1989-2008 dönemi için üç aylık veriler kullanarak VAR analizi yardımıyla reel döviz kurunun ithalat ve ihracat üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmanın bulguları, reel kurdaki herhangi bir değişiminin dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etki yapmadığını, reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağını göstermiştir.

Çil Yavuz vd. (2010), ARDL yöntemini ve Türkiye'nin dış ticaret dengesi-ne ilişkin 1988-2007 dönemini kapsayan üçer aylık verilerini kullandığı çalış-masında Marshall-Lerner koşulunun geçerli olmadığı ancak hata düzeltme modelinin tahmini ile elde edilen kısa dönem sonuçlarının J eğrisi etkisini gösterdiği sonucuna ulaşmıştır. Aktaş ve Yılmaz (2008), 1996-2005 yılları arası aylık verilerle yaptığı çalışmada Türkiye'nin Gümrük Birliğine girdikten sonraki dönem için ihracat fonksiyonunu oluşturmuştur. Eşbütünleşme yönteminin kul-

lanıldığı çalışmada, nominal döviz kurunun ihracat üzerinde uzun dönemde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Halıcioğlu (2008), Türkiye'nin 13 büyük ticaret ortağı ile arasındaki ikili ticarete ilişkin olarak J eğrisi etkisini incelemiştir. ARDL yönteminin uygulandığı çalışmada 1985-2005 dönemi için çeyreklik veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucuna göre TL'deki reel değer kaybı sonucunda J eğrisi etkisinin ortaya çıkmadığı görülmüştür. Bununla birlikte TL'deki reel değer kayıplarının, Türkiye'nin Birleşik Krallık ve ABD ile arasındaki ticaret dengesine uzun dönemde pozitif etkide bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır ki bu sonuç, Marshall-Lerner koşulunu sağlamaktadır.

Şimşek ve Kadılar (2005), ARDL model kullanarak Türkiye'nin 1970-2002 dönemi yıllık verileriyle yaptığı çalışmada, ihracat ve ithalat fiyat esnekliklerinin toplamının birden büyük olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bir başka deyişle belirtilen dönemde Türkiye için Marshall-Lerner koşulu geçerlidir. Yazarlar, bu sonuca göre döviz kuru politikalarının Türkiye'nin aleyhine seyreden ticaret dengesinin düzeltilmesinde araç olarak kullanılabileceği anlamına geldiğini belirtmektedir. Ayrıca çalışmada elde edilen ihracat talebinin uzun dönem gelir ve fiyat esneklikleri, Türkiye'nin ihracatının ticaret ortaklarının gelirinden çok nispi fiyatlardan etkilendiğini göstermektedir.

Yamak ve Korkmaz (2005), Türkiye'de reel döviz kuru değişimleri ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi 1995-2004 dönemi için farklı mal gruplarını dikkate alarak incelemiştir. Nedensellik analizi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamaktadır. Bu sonuç, Granger nedensellik analizini kullanan Gül ve İkinci (2006) tarafından yapılan çalışmanın bulgularıyla benzerlik göstermektedir. Reel döviz kurundan ihracat ve ithalata doğru nedensellik olmadığı sonucu döviz kurunun, dış ticaret dengesini sağlamada politika aracı olarak kullanılamayacağını göstermektedir. Ancak Karaçor ve Gerçeker (2012) 2003-2010 dönemini kapsayan aylık verilerle yaptıkları nedensellik analizinde, reel döviz kurlarından dış ticaret hacmine yönelik hem kısa hem de uzun dönemde bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Coşar (2002), panel veri analizi uyguladığı ve 1989-2000 yılları arasında ilişkin çeyrek dönemlik verileri kullandığı çalışmasının sonucunda, Türkiye'ye ilişkin ihracat talep fonksiyonunda, reel döviz kurunun kısa ve uzun dönemde inelastik olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bir başka deyişle Türkiye'de döviz kuru politikalarının ihracatı teşvik etmede politika aracı olarak kullanılamayacağını göstermektedir. Kale (2001) ARDL yöntemini kullanarak Türkiye'nin dış ticaret dengesini incelediği çalışmasında 1984-1996 yılları arasında ilişkin verileri kullanmıştır. Ulusal paradaki reel bir değer kaybının uzun dönemde Türkiye'nin dış ticaretinde iyileşmeye neden olduğunu belirtmekte ve bu sonucun BRM modeli-

ne uygun olduğunu ifade etmektedir. Kısa dönem sonuçları ise devalüasyonun etkilerinin yaklaşık bir yıl sürdüğünü ve uzun dönem dengesindeki sapmaların ilk çeyrekte $\frac{3}{4}$ oranında düzeltildiğini göstermektedir.

Türkiye'nin dış ticaret fonksiyonunu konu alan ampirik çalışmaların bir kısmı ise açıklayıcı değişken olarak döviz kuru oynaklığını ya da döviz kuru belirsizliklerini kullanmaktadır. Altıntaş vd. (2011) 1993-2009 dönemine ait çeyreklik verilerle ARDL yöntemini kullandıkları çalışmada, döviz kuru oynaklığındaki artışların Türkiye'nin ihracatını artırdığı sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuç, 1989-2002 yıllarını içeren ve VEC modeli kullanılan Kasman (2003)'ün çalışmasında elde edilen bulgularla uyumludur. Ayrıca Altıntaş vd. (2011), OECD ülkelerine ait gelirin Türkiye'nin ihracatı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu belirtmektedir. Ancak bu bulguların aksine Vergil (2002), Türkiye'nin AB üyesi üç büyük ticaret ortağı olan Almanya, Fransa ve İtalya'ya gerçekleştirdiği ihracatın, uzun dönemde döviz kuru oynaklığından negatif etkilendiğini belirtmektedir. Doğanlar (2002), Türkiye ve 4 Asya ülkesi için yaptığı çalışmada ve Rey (2006) Türkiye ve 5 Orta Doğu ülkesinin Avrupa Birliği ülkesine yaptığı ticaretle ilgili çalışmada, döviz kuru oynaklıklarındaki artışların ihracatı negatif etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Tarı ve Yıldırım (2009), Türkiye'de döviz kuru belirsizliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişkiyi 1989-2007 dönemi arasında üç aylık veriler kullanarak araştırmıştır. Çalışmanın bulgularına göre uzun dönemde döviz kuru belirsizliği, ihracat hacmini negatif etkilemektedir. Acaravcı ve Öztürk (2003)'ün VEC modeli kullanılarak 1989-2002 yılları için Türkiye üzerine yaptığı çalışmada, döviz kuru belirsizliklerindeki artışın reel ihracatın azalmasına neden olduğu belirtilmektedir. Çalışmadan elde edilen bir diğer sonuç ise dış dünya gelirin Türkiye ihracatı üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğudur.

Literatürde döviz kurundaki değişmelerin dış ticaret dengesi üzerine etkisini incelemek amacıyla birçok gelişmekte olan ülkeyle birlikte Türkiye'yi de ele alan çalışmalar bulunmaktadır. Bahmani-Oskooee ve Alse (1994), Gylfason ve Risager (1984) tarafından yapılan çalışmalar, Türkiye'de devalüasyonun dış ticaret dengesi üzerine pozitif bir etkide bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca Bahmani-Oskooee (2001) yaptığı çalışmada Türkiye ve birlikte petrol ihracatçısı olmayan 10 ülkenin parasındaki reel değer kaybının dış ticaret dengesini iyileştirici etkisi olduğu yönünde ampirik kanıtla ulaşmıştır. Tablo 2'de literatürde yer alan diğer ampirik çalışmaların sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 2: Dış Ticaret Dengesi Üzerine Yapılan Ampirik Çalışmaların Özeti

Çalışma	Yöntem	Ülke / Dönemi	Değişkenler	Sonuç
Hall vd. (2011)	GMM	11 gelişmekte olan ülke / 1980Q1-2005Q4	Döviz kuru oynaklığı ve ihracat	Döviz kuru oynaklığının ihracat üzerine etkisi negatiftir.
Arize vd. (2008)	Kointegrasyon	8 Latin Amerika ülkesi / 1973-2004	RER oynaklığı ve ihracat	Kısa ve uzun dönemde oynaklık, ihracat üzerinde negatif bir etkiye sahiptir.
Bahmani-Oskooee ve Wang (2006)	ARDL	Çin ve 13 büyük ticaret ortağı / 1983Q1-2002Q1	RER, Yurtiçi gelir, ticaret ortağının geliri	J-çigrisi etkisini doğrular bir sonuca ulaşmamıştır. En önemli sonuç, reel devalüasyon en büyük ticaret US ile yaptığı ticareti uzun dönemde iyileştirmektedir.
Bahmani-Oskooee ve Wang (2006)	ARDL	Malezya ve 14 büyük ticaret ortağı / 1973Q1-2003Q3	İhracat ve ithalat denklemleri ayrı ayrı ele alınmıştır.	Döviz kurundaki reel değer kaybının, uzun dönemde Çin, Fransa, Almanya ve Endonezya'dan döviz girişlerini artırmaktadır. Döviz çıkışlarına ise etkisi yoktur.
Narayan (2006)	ARDL	Çin ve ABD arasındaki dış ticaret dengesi / 1979-2002	RER ve İhracatın İthalata Oranı	Çin'in ulusal para birimindeki reel devalüasyon, hem kısa hem de uzun dönemde ABD ile arasında gerçekleştirdiği ticareti iyileştirmektedir.
Hatemi-J ve Irandoost (2005)	Panel Kointegrasyon	İsveç ve en büyük 6 ticaret ortağı / 1960-1999	İki taraflı ticaret elastikiyetleri	İsveç'in Almanya dışındaki ortaklarıyla yaptığı dış ticarete Marshall-Lerner koşulunun geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.
Narayan (2004)	ARDL	Yeni Zelanda / 1970-2000	İthalatın ihracata oranı, reel efektif döviz kuru(REER), dış dünya geliri, yurt içi gelir	J eğrisi etkisi Yeni Zelanda için geçerlidir. Ayrıca yurtdışı gelir ile dış ticaret dengesi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi vardır.
Singh (2002)	Hata Düzeltme Modeli	Hindistan / 1960-1995	Dış ticaret dengesi, REER, yurtiçi reel gelir, yurtdışı reel gelir	REER ve yurtiçi gelir Hindistan'ın dış ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahiptir.
Lal ve Lowinger (2002)	Kointegrasyon ve VECM	5 Güney Asya ülkesi / 1995-1998	Nominal efektif döviz kuru (NEER) ve dış ticaret dengesi	Ulusal paranın değerindeki düşüşler, uzun dönemde dış ticaret dengesini iyileştirmektedir.
Wilson ve Tat (2001)	Kointegrasyon	Singapur ve ABD arasındaki dış ticaret dengesi / 1970-1996	Dış ticaret dengesi, RER, yurtiçi reel gelir, yurtdışı reel gelir	RER'in iki taraflı dış ticaret dengesi üzerine etkisi istatistiksel olarak anlamlı değildir.
Mookerjee (1997)	Granger Nedensellik analizi	Hindistan / 1970-1992	İhracat, RER, Dünyanın GSYH ve OECD ülkelerinin GSYH	Uzun dönemde ihracat ile RER arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

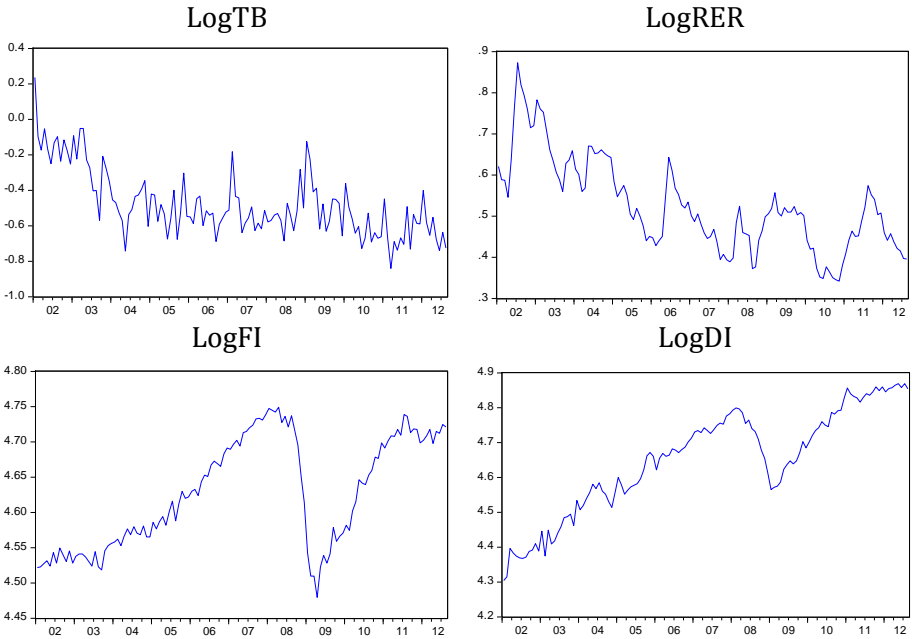
III. MODEL VE VERİ SETİ

Çalışmada kullanılan (1) numaralı model Rose ve Yellen (1989)'ı takiben Narayan (2004), Lal ve Lowinger (2002) ve Singh (2002) tarafından yapılan çalışmalarda kullanılan ikili dış ticaret dengesi yaklaşımına göre oluşturulmuştur. Modelde yer alan $LogTB$, Türkiye'nin Almanya'ya yaptığı ihracatın yine aynı ülkeden yaptığı ithalata oranının logaritmasıdır. Açıklayıcı değişkenlerden $LogRER$, iki ülke arasındaki enflasyon farkını dikkate alarak hesaplanan " $RER = (ExCPI_{partner}) / CPI_{tr}$ " Reel Döviz Kuru Endeksinin logaritmasını ifade etmektedir. Formülde kullanılan CPI değişkeni için 2005 yılı baz alınmıştır. E ile ifade edilen nominal döviz kuru dolaysız kotasyona göre (TL/AVRO) alınmıştır. Belirtilen hesaplama Wilson ve Tat (2001) tarafından yapılan çalışmadan alınmıştır. $LogFI$ ve $LogDI$ ise sırasıyla Almanya ve Türkiye'nin 2005 temel yılına göre hesaplanan Sanayi Üretim Endekslerinin logaritmasıdır. Son olarak, değişkenlerdeki yapısal kırılmalar dikkate alınarak 2008M09-2009M03 dönemine ilişkin etkiyi gösteren bir kukla değişken (D_1) modele dahil edilmiştir.

$$\text{LogTB}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LogRER}_t + \alpha_2 \text{LogFI}_t + \alpha_3 \text{LogDI}_t + \alpha_3 D_1 + u_t \quad (1)$$

Modelde yer verilen tüm değişkenlere ilişkin veri, EuroStat veri tabanından elde edilmiştir ve 2002M01-2012M08 dönemini kapsayan aylık verileri içermektedir. Modelde kullanılan serilere ilişkin grafikler, Şekil 1’de yer almaktadır.

Şekil 1: Modelde Kullanılan Değişkenlere İlişkin Grafikle Gösterim



Dış ticaret dengesi olarak Bahmani-Oskooee (2001, 1991) ve Boyd vd. (2001)’nin çalışmalarında olduğu gibi ihracatın ithalatı karşılama oranı alınmıştır. Genellikle ithalat ve ihracat arasındaki fark alınarak kullanılan dış ticaret dengesi, negatif değerler içermektedir. İhracatın ithalatı karşılama oranı ise logaritma almaya olanak tanıdığından yukarıda belirtilen modeldeki katsayılar tahmin yerine esneklikleri vermektedir. Ayrıca literatürde dış ticaret dengesi modellerinde gelir değişkenine yer verilirken aylık verilere dayanması nedeniyle bu çalışmada ülkelerin sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Bir ülkenin üretim düzeyini göstermesi açısından sanayi üretim endeksi, Rahman vd. (2009) ve Al-Sharkas (2004) tarafından temsili değişken olarak modellerde kullanılmıştır. Benzer bir biçimde Acaravcı ve Öztürk (2003) ve Kasman (2003) Türkiye’nin

ihracat fonksiyonunu ele aldıkları çalışmalarında sanayi üretim endeksini, dış dünyanın talep koşullarını gösteren temsili bir değişken olarak kullanmıştır. Bu durumun en önemli nedeni, gelir değişkeni olarak alınan GSYH verilerinin üçer aylık hesaplanması ve bu nedenle aylık verilerle analiz yapmaya izin vermemesidir. Bu nedenle aylık hesaplanan sanayi üretim endeksi, ülkelerdeki reel ekonomik faaliyetin gelişimini göstermesi açısından modele gelir değişkenini temsilen konulmuştur.

RER değişkeni hesaplanma biçimi gereği nominal kur ile doğru orantılı hareket etmektedir. Bir başka deyişle nominal kurdaki devalüasyon sonucu RER artmaktadır. Bu noktadan hareketle ve J eğrisi gereğince α_1 katsayısına ilişkin beklenti kısa dönem modelinde negatif; uzun dönem modelinde ise pozitifdir. Almanya'nın gelirini temsilen modele eklenen FI değişkeninin katsayısı α_2 'ye ilişkin beklenti pozitif iken Türkiye'nin gelirini temsilen modelde yer verilen DI değişkeninin katsayısı α_3 'e ilişkin beklenti ise negatiftir.

IV. YÖNTEM

Çalışmada en küçük karelere dayanan ARDL yöntemi kullanılarak eşbütünleşme (cointegration) modelleri kurulmuştur. Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Smith (1998), Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı, değişkenlerin $I(0)$ ve $I(1)$ gibi farklı derecelerden durağan olması durumunda eşbütünleşme ilişkisini inceleme imkânı vermektedir. Bu nedenle analiz, durağanlık testleriyle başlamaktadır.

Serilerin durağanlık özelliklerini tespit etmek amacıyla genişletilmiş Dickey ve Fuller (1979, 1981); Philips ve Perron (1988); Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (1992) birim kök testler (sırasıyla ADF, PP ve KPSS testleri) literatürde sıkça kullanılmaktadır. Ayrıca tahmin dönemindeki herhangi bir yapısal kırılmanın etkisini belirleyebilmek amacıyla Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen birim kök testi (ZA) sonuçlarına yer verilmiştir. ZA birimkök testinin dayandığı üç farklı model bulunmaktadır.

$$\text{Model A: } y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu + \phi DT_t(\lambda) + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \phi DT_t(\lambda) + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$DU_t \begin{cases} 1 & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases}$$

$$DT_t \begin{cases} t - TB & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases}$$

Denklemlerde DT_t , trendde meydana gelen kırılma için kukla değişkeni temsil ederken DU_t , ortalamada meydana gelen kırılma için kukla değişkeni göstermektedir. Ayrıca $\lambda = TB/T$ ve TB, kırılma dönemi için kullanılmıştır. Kırılma dönemi, modelde en küçük t istatistiğini veren dönemdir. Hesaplanan t-istatistiğinin Zivot-Andrews (1992) tablo kritik değerinden büyük olması durumunda serinin birim kök içerdiği boş hipotezi reddedilir. Yukarıda yer alan A modeli ortalamadaki kırılmayı; B modeli eğimdeki kırılmayı ve son olarak C modeli, ortalama ve eğimdeki kırılmayı göstermektedir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemek için Engle ve Granger (1987), Johansen (1988, 1991) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testleri literatürde yaygınca kullanılmaktadır. Ancak bu testlere göre eşbütünleşme modeli kurabilmek için değişkenlerin aynı dereceden durağan olmaları gerekmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımıyla oluşturulan eşbütünleşme modeli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}TB_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta \text{Log}TB_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta \text{Log}RER_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta \text{Log}FI_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta \text{Log}DI_{t-i} + \beta_1 \text{Log}TB_{t-1} + \beta_2 \text{Log}RER_{t-1} \\ + \beta_3 \text{Log}FI_{t-1} + \beta_4 \text{Log}DI_{t-1} + \lambda D_1 \\ + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için öncelikle (5) numaralı denklemde yer alan maksimum gecikme uzunluğunun (m) belirlenmesi gerekir. Sonrasında ARDL eşbütünleşme yönteminin uygulanabilmesi için Fisher (F) veya Wald istatistiğine dayanan sınır testinin yapılması gerekmektedir. Pesaran vd. (2001), F testine ilişkin uygulamayı şu şekilde açıklamaktadır. Bu testin boş hipotezi ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$) eşbütünleşme olmadığını göstermektedir. Hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasındaki alt ve üst sınırı ifade eden iki kritik değer ile karşılaştırılır. F istatistiği üst sınır değerinden yüksek ise boş hipotez reddedilir ki bu değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu anlamına gelir. Eğer F istatistiği alt sınır değerinden küçük ise boş hipotez kabul edilir. Bu durum, değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı anlamına gelmektedir. Eğer sınır testi geçilirse değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi incelemek amacıyla kurulan ARDL modeli (6) numaralı denklemle gösterilir:

$$\begin{aligned} \text{LogTB}_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \text{LogTB}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \text{LogRER}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \text{LogFI}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \text{LogDI}_{t-i} + \alpha_5 D_1 + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

ARDL yaklaşımına göre değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi gösteren hata düzeltme modeli (Error Correction Model) aşağıda gösterilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta \text{LogTB}_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \text{LogTB}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \text{LogRER}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta \text{LogFI}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta \text{LogDI}_{t-i} + \alpha_5 EC_{t-1} \\ & + u_t \end{aligned} \quad (7)$$

Denklemdaki EC_{t-1} (hata düzeltme terimi) değişkeni, uzun dönemli ilişki denkleminde elde edilen hata terimleri serisinin bir gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı (α_5), kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir. Hata düzeltme modelinin kararlılığı, bu değişkene ait katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmasına bağlıdır.

V. AMPİRİK SONUÇLAR

ARDL modelinde eşbütünleşme ilişkisi, değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olması durumunda incelenebilmektedir. Bir başka deyişle modelde yer alan değişkenlerin $I(2)$ veya daha yüksek dereceden durağan olmaması gerekir. Bu nedenle serilerin durağanlık düzeylerinin belirlenebilmesi için ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök testleri Tablo 3'te yer almaktadır. Tablo incelenirken ADF ve PP birim kök testlerinin boş hipotezi, serilerin birim kök içerdiğini ifade ederken KPSS testinin boş hipotezi serilerin durağan olduğunu belirtmektedir. Son olarak ZA testi için ortalama ve eğimdeki kırılmaları dikkate alan Model C tahmin edilmiştir.

Tablo3'te yer alan ADF birim kök testi sonuçlarına göre LogTB ve LogRER değişkenleri düzeyde durağanken LogFI ve LogDI değişkenleri birinci farklarda durağandır. PP birim kök testi sonuçlarına göre sadece LogTB değişkeni düzeyde durağanken diğer üç değişken birinci farklarda durağandır. KPSS testi sonuçları, sadece LogFIdeğişkeninin düzeyde durağan olduğunu diğer değişkenlerin birinci farklarda durağan olduğunu göstermektedir. KPSS testi so-

nuçları bağımlı değişkenin birinci farklarda durağan olması ile ADF ve PP testi sonuçlarına göre farklılık göstermektedir.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF	PP	KPSS	ZA	Kırılma Dönemi
	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	
<i>LogTB</i>	-4,71(1) ^a	-7,41(6) ^a	0,196(8) ^b	-4,73(2)	2004M1
Δ <i>LogTB</i>	-12,92(1) ^a	-27,73(13) ^a	0,229(13)	-13,14(1) ^a	2009M3
<i>LogRER</i>	-4,04(2) ^a	-3,16(5)	0,166(8) ^b	5,18(1) ^b	2008M9
Δ <i>LogRER</i>	-8,14(1) ^a	-8,08(11) ^a	0,038(9)	-6,89(4) ^a	2012M8
<i>LogFI</i>	-2,22(5)	-2,09(7)	0,119(9)	-6,43(5) ^a	2008M10
Δ <i>LogFI</i>	-4,39(4) ^a	-11,15(7) ^a	0,062(7)	-5,11(4) ^b	2009M5
<i>LogDI</i>	-1,90(2)	-2,42(4)	0,170(9) ^b	-4,64(2)	2008M7
Δ <i>LogDI</i>	-7,73(1) ^a	-13,10(4) ^a	0,172(3)	-8,51(1) ^a	2009M3

^a ve ^b ifadeleri sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir.

Parantez içindeki değerler, gecikme uzunluklarını göstermektedir. ADF testi için AIC kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 12 belirlenmiştir. PP ve KPSS testlerinde gecikme uzunlukları için Newey-West seçicisinden yararlanılmıştır.

ADF ve PP testlerinde kritik değerler, %1 ve %5 anlamlılık düzeyi için sırasıyla 4,03 ve 3,44 iken KPSS testi için 0,216 ve 0,146'dır.

ZA testi için AIC kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 10 alınmıştır. ZA testinde kritik değerler, %1 ve %5 anlamlılık düzeyi için sırasıyla 5,57 ve 5,08'dir.

Yapısal kırılmaların dikkate alındığı ZA testi sonuçları ise LogREER ve LogFI değişkenlerinin düzeyde; LogTB ve LogDI değişkenlerinin birinci farklarda durağan olduğunu göstermektedir. ZA testi sonuçlarına göre de bağımlı değişken düzeyde durağan değildir. Bununla birlikte tüm değişkenler, birinci farklarında durağandır. Birim kök testi sonuçları değişkenlerin farklı bütünleşme derecelerine sahip olduğunu göstermektedir. Durağanlık sonuçlarının ardından (2) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için gerekli olan maksimum gecikme uzunluğuna (m) ilişkin sonuçlar Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 4: Gecikme Uzunluğuna İlişkin İstatistikler

<i>m</i> (Gecikme Uzunluğu)	LM Testi	AIC	<i>m</i> (Gecikme Uzunluğu)	LM Testi	AIC
1	57,21 (0,00) ^a	-17,62	7	48,21 (0,00)	-17,13
2	41,16 (0,02) ^b	-17,65	8	23,37 (0,55)	-17,33
3	38,72 (0,03) ^c	-17,73	9	10,88 (0,99)	-17,40
4	25,24 (0,44)	-17,51	10	24,13 (0,51)	-17,42
5	25,51 (0,43)	-17,29	11	15,54 (0,92)	-17,53
6	31,38 (0,17)	-17,30	12	19,68 (0,76)	-17,52

^a ve ^b ifadeleri sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir. Gecikme uzunluğu belirlenirken AIC kriteri kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 12 alınmıştır.

* işareti seçilen gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Sınır testi yaklaşımının en önemli varsayımı, hata terimlerinin otokorelasyonsuz olduğudur. Maksimum gecikme uzunluğunu tespit etmek amacıyla AIC kullanılmıştır. Otokorelasyon varlığına dayanan hipotezin reddedildiği ve AIC değerinin en düşük olduğu $m=3$ olarak belirlenmiştir. Bir başka deyişle uzun dönem ilişkisinin tespiti amacıyla uygun modelin gecikme uzunluğu 3 olarak elde edilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu dikkate alınarak hesaplanan F değeri Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları

Bilgi Kriteri	<i>k</i>	<i>m</i>	F Değeri	Kritik Değer (%5)					
				%10		%5		%1	
				Alt	Üst	Alt	Üst	Alt	Üst
AIC	4	3	4,258	2,42 5	3,57 4	2,85 0	4,04 9	3,817	5,122

Kritik değerler, Pesaran ve Pesaran (1997:484)'dan kısıtlanmamış sabit içeren ve trend içermeyen modele göre alınmıştır.

Sınır testi sonuçlarına göre $k=4$ (açıklayıcı değişken sayısı) için hesaplanan F değeri 4,258 olarak elde edilmiştir ve %5 anlamlılık düzeyinde, üst sınır kritik değerinin üzerindedir. Bu sonuç, eşbütünlük ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Bir başka deyişle değişkenlerin $I(0)$ ya da $I(1)$ olduğuna bakılmaksızın uzun dönemli ilişkinin olmadığı hipotezi reddedilir.

Uzun dönem katsayılarının yer aldığı Tablo 6'daki sonuçlara göre sadece LogREER değişkeninin katsayısı beklentilere uygun ve istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlıdır. Bu durum uzun dönemde reel döviz kurundaki artışların dış ticaret dengesini iyileştirdiğini göstermektedir. Uzun dönemde LogDI değişkeninin LogTB üzerine etkisi beklentilere uygun ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca LogFI değişkeninin işareti ise beklentilere uygun olmakla birlikte

istatistiksel olarak anlamsızdır. Uzun dönem katsayılarına göre Türkiye'nin reel gelirindeki artışlar, iki ülke arasındaki dış ticaret dengesi üzerinde negatif etkiye sahiptir ve bu sonuç %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 6: ARDL Modellerinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	ARDL(3,0,1,0)
<i>C</i>	0,325 (0,21)
<i>LogRER_t</i>	0,581 (1,99) ^b
<i>LogFI_t</i>	0,329 (0,73)
<i>LogDI_t</i>	-0,571 (-1,75) ^c

Not: Katsayılarla ilişkin t değerleri parantez içinde verilmiştir. ^b ve ^c işareti, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılığı göstermektedir.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi gösteren ARDL yöntemine dayalı hata düzeltme modeline ilişkin sonuçlar ise Tablo 7'de yer almaktadır. Hata düzeltme terimi, kısa dönem sapmalarının hangi oranda dengeye yakınsadığını göstermektedir. Sonuçlara göre hata düzeltme terimi negatif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç hata düzeltme modelinin kararlılığını göstermektedir. Bu katsayı ele alınan dönemde dengeden herhangi bir sapmanın bir sonraki dönemde %56 oranında düzeltilebileceğini göstermektedir.

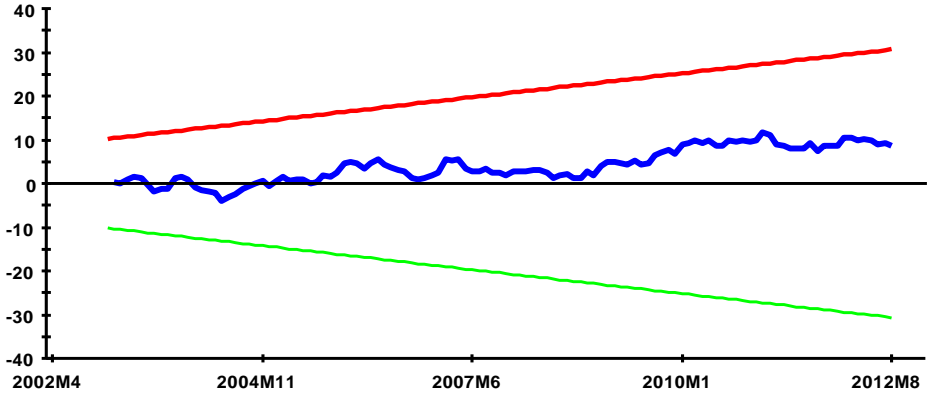
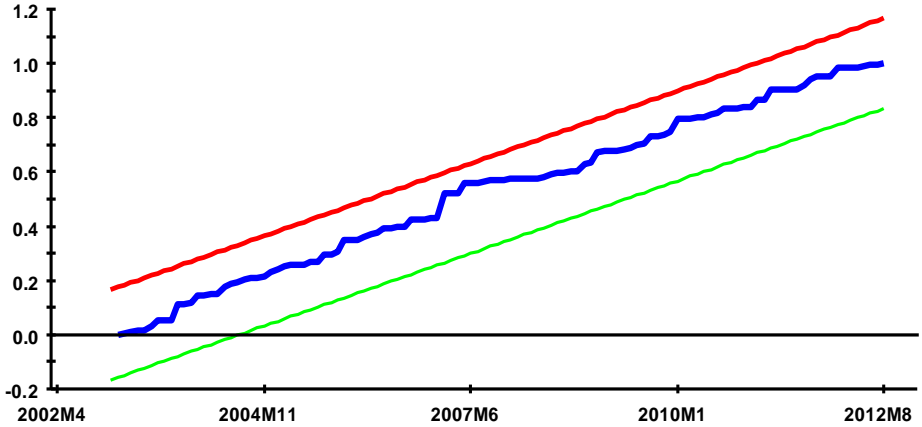
Kısa dönem sonuçlarını gösteren Tablo 7'ye göre ΔLogRER değişkeninin LogTB üzerine etkisi pozitif ve istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlıdır. Kısa dönemli modelin tahmin sonuçları, ΔLogFI değişkeninin bir gecikmeli değerinin ΔLogTB üzerine beklentilere uygun bir şekilde pozitif etkide bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca sonuçlar, ΔLogDI değişkeninin ΔLogTB üzerine etkisinin beklentilere uygun bir şekilde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Kısa dönem modelinin sonuçları, reel gelirdeki gelişmelerin dış ticaret dengesi üzerinde etkili olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7: Kısa Dönem ARDL (3,0,1,0) Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	ARDL(3,0,1,0)
C	0,182 (2,07) ^b
$\Delta \text{LogTB}_{t-1}$	0,186 (2,07) ^b
$\Delta \text{LogTB}_{t-2}$	0,095 (1,05)
$\Delta \text{LogTB}_{t-3}$	0,016 (1,76) ^c
ΔLogRER_t	0,326 (2,08) ^b
ΔLogFI_t	-1,308 (-1,80) ^c
$\Delta \text{LogFI}_{t-1}$	1,492 (2,15) ^a
ΔLogDI_t	-0,320 (-1,66) ^c
EC_{t-1}	-0,561 (-4,84) ^a
R^2	0,63
Düzeltilmiş R^2	0,60
F Testi	24,6 ^a
D – W	2,02
$\chi^2_{SC}(12)$	8,88
$\chi^2_{FF}(1)$	5,57 ^b
$\chi^2_N(2)$	7,31 ^b
$\chi^2_H(1)$	0,13

Not: χ^2_{SC} , χ^2_{FF} , χ^2_N , χ^2_H ifadeleri sırasıyla otokorelasyon, model kurma hatası, normallik ve değişen varyans sınamalarını göstermektedir. Katsayılara ilişkin t değerleri parantez içinde verilmiştir. ^a, ^b, ^c işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı göstermektedir.

Brown vd. (1975), dış ticaret modeline ilişkin parametre kararlılığının test edilmesini önermektedir. Bu amaçla tahmin edilen modelin kalıntılarına uygulanan CUSUM ve CUSUMQ testlerine ait grafikler, sırasıyla Şekil 2 ve 3’de yer almaktadır. Modelde yer alan parametrelerin kararlılığının incelendiği CUSUM (Regresyon katsayılarındaki sistematik değişimleri belirler.) ve CUSUMQ (Sabit regresyon katsayılarından ani ayrılışları gösterir.) testlerine ilişkin sonuçlar, modellere ait kalıntıların sınır değerler içinde kaldığını göstermektedir. Bu sonuçlar, uzun dönem denge modelinde tahmin edilen reel döviz kuru ve gelir elastikiyetlerinin kararlı olduğunu ve yapısal kırılma olmadığını göstermektedir.

Şekil 2: CUSUM (Tekrarlanan Kalıntıların Kümülatif Toplamı)**Şekil 3:** CUSUMQ (Tekrarlanan Kalıntıların Karelerinin Kümülatif Toplamı)

SONUÇ

Dışa açık büyüme stratejisi, Türkiye'ye ihracatını artırma yönünde ivme kazandırmakla birlikte ithal girdi fiyatlarının avantajlarından faydalanma olanağı da tanımaktadır. Bir yandan ihracat artarken diğer yandan ihracatın ithalata bağımlılığı nedeniyle ithalat artmaya devam ettiğinden dış ticaret açıkları, sorun olmaya devam etmiştir. Bu durum döviz kuru politikalarının dış ticaret dengesizliklerini gidermede bir araç olarak kullanılıp kullanılmayacağını önemli kılmaktadır.

Bu çalışmada, Türkiye'nin Almanya ile yaptığı dış ticarete ilişkin denklem ele alınmıştır. Reel döviz kurundaki değişmelerin iki ülke arasındaki dış ticaret dengesini kısa ve uzun dönemde nasıl etkilediği sorusuna yanıt aranmıştır. Ayrıca iki ülkenin üretim ve gelirindeki değişmelerin dış ticaret dengesini hangi yönde etkilediği incelenmiştir. Ele alınan denklemde bazı değişkenlerin düzey değerlerinde, bazılarının ise birinci farklarında durağan olması nedeniyle sınır testi yaklaşımı kullanılmış ve ARDL model oluşturulmuştur. Model, 2002-2012 yıllarına ait aylık verileri içermektedir.

Çalışmada elde edilen temel sonuçlardan ilki, reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerine kısa ve uzun dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğunu göstermektedir. Bu durum, J-egrisi etkisinde anlatılan uzun dönem etkisini doğrularken kısa dönem etkisi ile uyumlu değildir. Bu sonuçlara göre reel döviz kurundaki artışlar, kısa ve uzun dönemde dış ticaret dengesini iyileştirmektedir. Bir başka deyişle bu sonuçlar, iki ülke arasındaki ticaret dengesini sağlamak amacıyla döviz kurunun politika aracı olarak kullanılabilceğini göstermektedir.

Bir diğer sonuca göre Türkiye'nin reel gelirindeki artışlar, hem kısa hem de uzun dönemde iki ülke arasındaki dış ticaret dengesini negatif etkilemektedir. Bir başka deyişle Türkiye'nin reel gelirindeki artışlar, Almanya ile arasındaki dış ticaret dengesini kötüleştirir. Reel gelirdeki artışlar, bireylerin toplam talebini artırmaktadır. Artan talebin marjinal ithalat eğilimi kadarı yurtdışı mallara yöneldiğinden dış ticaret dengesini olumsuz etkilemektedir. Üçüncü olarak Almanya'nın reel gelirindeki artışlar, kısa dönemde Türkiye'nin dış ticaret açığını azaltıcı etkiye sahiptir. Uzun dönemde ise Almanya'nın reel gelirindeki artışlar, iki ülke arasındaki dış ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkiye sahip değildir.

Hata düzeltme terimi, ele alınan dönemde dengeden herhangi bir sapmanın bir sonraki dönemde %56 oranında düzeltilebileceğini göstermektedir. Sonuçlar, uzun dönem denge modelinde tahmin edilen reel döviz kuru ve gelir elastikiyetlerinin kararlı olduğunu ve modelde yapısal kırılma olmadığını göstermektedir.

KAYNAKÇA

- ACARAVCI, Ali ve İlhan ÖZTÜRK; (2003), “Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma”, **Review of Social, Economic & Business Studies**, 2, ss.197-206.
- AKTAŞ, Cengiz; (2010), “Türkiye’de Reel Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin VAR Tekniği İle Analizi”, **ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi**, 6(11), ss.123-140.
- AKTAŞ, Cengiz ve Veysel YILMAZ; (2008), “Gümrük Birliği Sonrası Türkiye’nin İhracat Fonksiyonunun Tahmini”, **İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 7(13), ss.89-104.
- AL-SHARKAS, Adel; (2004), “The Dynamic Relationship Between Macroeconomics Factors and the Jordanian Stock Market”, **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, 1(1), pp. 97-114.
- ALEXANDER, Sidney; (1959), “Effects of Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches”, **American Economic Review**, 49(1), pp. 21-42.
- ALTINTAŞ, Halil; Rahmi ÇETİN and Bülent ÖZ; (2011), “The Impact of Exchange Rate Volatility on Turkish Exports: 1993-2009”, **South East European Journal of Economics and Business**, 6(2), pp. 71-81.
- ARIZE, Augustine C.; Thomas OSANG and T. Daniel SLOTTJE; (2008), “Exchange Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade”, **International Review of Economics and Finance**, 17(1), pp. 33-44.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; (2001), “Nominal and Real Effective Exchange Rates of Middle Eastern Countries and Their Trade Performance”, **Applied Economics**, 33(1), pp. 103-111.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; (1991), “Is There A Long-Run Relation Between The Trade Balance and The Real Effective Exchange Rate of LDCs?”, **Economics Letters**, 36(4), pp. 403-407.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Hanafiah HARVEY; (2006), “How Sensitive Are Malaysia’s Bilateral Trade Flows to Depreciation”, **Applied Economics**, 38(11), pp. 1279-1286.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Janardhanan ALSE; (1994), “Short-Run Versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration”, **Eastern Economic Journal**, 20(4), pp. 453-464.

- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Yongqing WANG; (2006), "The J-Curve: China Versus Her Trading Partners", **Bulletin of Economic Research**, 58(4), pp. 323-343.
- BICKERDIKE, Charles Frederick; (1920), "The Instability of Foreign Exchange", **The Economic Journal**, 30(117), pp. 118-122.
- BOYD, Derick; Guglielmo M. CAPORALE and Ron SMITH; (2001), "Real Exchange Rate Effects on The Balance of Trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition", **International Journal of Finance and Economics**, 6, pp. 187-200.
- BROWN, R. L.; James DURBIN and J. M. EVANS; (1975), "Techniques for Testing The Constancy of Regression Relations Over Time", **Journal of the Royal Statistical Society**, 37, pp. 149-163.
- COŞAR, Evren Erdoğan; (2002), "Price and Income Elasticities of Turkish Export Demand: A Panel Data Application", **Central Bank Review**, 2, pp. 19-53.
- ÇİL YAVUZ, Nilgün; Burak GÜRİŞ ve Burcu KIRAN; (2010), "Reel döviz Kurunun Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Türkiye İçin Marshall-Lerner Koşulunun Testi", **İktisat İşletme ve Finans Dergisi**, 24(287), ss.69-90.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), pp. 427-431.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, 49(4), pp. 1057-1072.
- DOĞANLAR, Murat; (2002), "Estimating the Impact of Exchange Rate Volatility on Exports Evidence from Asian Countries", **Applied Economics Letters**, 9(13), pp. 859-863.
- DORNBUSCH, Rudiger; (1973), "Devaluation, Money and Non-traded Goods", **American Economic Review**, 63(5), pp. 871-880.
- ENGLE, Robert F. and Clive W. J. GRANGER; (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, 55(2), pp. 251-276.
- FRENKEL, Jacob A. and Carlos A. RODRIGUEZ; (1975), "Portfolio Equilibrium and the Balance of Payments: A Monetary Approach", **American Economic Review**, 65(4), pp. 674-688.

- GÜL, Ekrem ve Aykut EKİNCİ; (2006), “Türkiye’de Reel Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi:1990-2006”, **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 16, ss.165-190.
- GYLFASON, Thorvaldur and Ole RİSAGER; (1984), “Does Devaluation Improve the Current Account?”, **European Economic Review**, 25(1), pp. 37-64.
- HALICIOĞLU, Ferda; (2008), “The Bilateral J-Curve: Turkey Versus Her 13 Trading Partners”, **Journal of Asian Economics**, 19, pp. 236-243.
- HALL, Stephen; George HONDROYIANNIS; P.A.V.B. SWAMY; George TAVLAS and Michael ULAN; (2010), “Exchange-Rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or Other Developing Countries?”, **Economic Modelling**, 27(6), pp. 1514-1521.
- HARBERGER, Arnold C.; (1950), “Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade.”, **Journal of Political Economy**, 58(1), pp. 47- 60.
- HATEMI-J, Abdalnasser and Manuchehr IRANDOUST; (2005), “Bilateral Trade Elasticities: Sweden Versus Her Tradepartners”, **American Review of Political Economy**, 3(2), pp. 38-51.
- IRHAN, H. Bayram; Nur D. ALACAHAN and Levent KORAP; (2011), “An Empirical Model for the Turkish Trade Balance: New Evidence From ARDL Bounds Testing Analyses”, **Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, 14, pp. 38-61.
- JOHANSEN, Soren; (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, **Econometrica**, 59(6), pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, Soren; (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12(2-3), pp. 231-254.
- JOHANSEN, Soren and Katarina JUSELIUS; (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money”, **Oxford Bulletin of Economics & Statistics**, 52(2), pp. 169-210.
- KALE, Pelin; (2001), “Turkey’s Trade Balance in the Short and Long Run: Error Correction Modeling and Cointegration”, **The International Trade Journal**, 15(1), pp. 27-56.
- KARAÇOR, Zeynep ve Mustafa GERÇEKER; (2012), “Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği (2003-2010)”, **Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 12(23), ss. 289-312.

- KASMAN, Adnan; (2003), “Türkiye’de Reel Döviz Kuru Oynaklığı ve Bunun İhracat Üzerine Etkisi: Sektörel Bir Analiz”, **Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, XXII(2), ss.169-186.
- LAL, Anil K. and Thomas C. LOWINGER; (2002), “Nominal effective exchange rate and trade balance adjustment in South Asia Countries”, **Journal of Asian Economics**, 13(3), pp. 371-383.
- LERNER, Abba P.; (1944), **The Economics of Control: Principles of Welfare Economics**, New York: Macmillan.
- MARSHALL, Alfred; (1923), **Money, Credit and Commerce**, London: Macmillan.
- METZLER, Lloyd A.; (1949), “The Theory of International Trade”, in Howard S. ELLIS (Ed.), **A Survey of Contemporary Economics**, Philadelphia: Blackiston, pp. 210-254.
- MOOKERJEE, Rajen; (1997), “Export Volume, Exchange Rates and Global Economic Growth: the Indian Experience”, **Applied Economics Letters**, 4(7), pp. 425-429.
- NARAYAN, Paresh Kumar; (2006), “Examining the Relationship Between Trade Balance And Exchange Rate: The Case of China's Trade with the USA”, **Applied Economics Letters**, 13(8), pp. 507-510.
- NARAYAN, Paresh Kumar; (2004), “New Zealand's Trade Balance: Evidence of the J-Curve and Granger Causality”, **Applied Economics Letters**, 11(6), pp. 351-354.
- PESARAN, M. Hashem and Yongcheol SHIN; (1999), “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis.” in Steinar STROM (Ed.), **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**, UK: Cambridge University Press, pp. 371-413.
- PESARAN, M. Hashem; Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH; (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, **Journal of Applied Econometrics**, 16(3), pp. 289-326.
- PESARAN, M. Hashem and Richard J. SMITH; (1998), “Structural Analysis of Cointegrating VARs”, **Journal of Economic Survey**, 12(5), pp. 471-505.
- PESARAN, M. Hashem and Bahram PESARAN; (1997), **Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis**, UK: Oxford University Press.

- RAHMAN, Aisyah A.; Noor Z.M. SIDEK and Fauziah H. TAFRI; (2009), "Macroeconomic determinants of Malaysian stock market", **African Journal of Business Management**, 3(3), pp. 95-106.
- REY, Serge; (2006), "Effective Exchange Rate Volatility and MENA Countries' Exports to the EU", **Journal of Economic Development**, 31(2), pp. 23-54.
- ROBINSON, Joan; (1949), "The Foreign Exchanges", in Howard S. ELLIS and Lloyd A. METZLER (Ed.), **Readings in the Theory of International Trade**, USA: Philadelphia Blackiston, pp. 83-103.
- ROSE, Andrew K. and Janet L. YELLEN; (1989), "Is There a J-Curve", **Journal of Monetary Economics**, 24(1), pp. 53-68.
- SINGH, Tarlok; (2002), "India's Trade Balance: The Role of Income and Exchange Rates", **Journal of Policy Modeling**, 24(5), pp. 437-452.
- ŞİMŞEK, Muammer ve Cem KADILAR; (2005), "Türkiye'nin İhracat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yöntemi ile Eşbütünleşme Analizi", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 6(1), ss. 144-152.
- TARI, Recep ve Durmuş Ç. YILDIRIM; (2009), "Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama", **Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, 16(2), ss. 95-105.
- VERGİL, Hasan; (2002), "Exchange Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows", **Journal of Economic and Social Research**, 4(1), pp. 83-99.
- WILSON, Peter and Kua Choon TAT; (2001), "Exchange Rates and the Trade Balance: The Case of Singapore 1970 to 1996", **Journal of Asian Economics**, 12(1), pp. 47-63.
- YAMAK, Rahmi ve Abdurrahman KORKMAZ; (2005), "Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi", **Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, 2, ss. 11-29.