

EURO/TL VOLATİLİTESİNİN TÜRKİYE - AVRUPA BİRLİĞİ TİCARET PERFORMANSI ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: AMPİRİK BULGULAR*

THE EFFECTS OF EURO/TL VOLATILITY ON THE PERFORMANCE OF TURKEY - EUROPEAN UNION TRADE: EMPIRICAL EVIDENCE

Mehmet ŞENTÜRK⁽¹⁾, Yusuf Ekrem AKBAŞ⁽²⁾, Suzan ERGÜN⁽³⁾

⁽¹⁾Kilis 7 Aralık Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Dış Ticaret Bölümü,
⁽²⁾Adıyaman Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
⁽³⁾İnönü Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
⁽¹⁾msenturk@kilis.edu.tr, ⁽²⁾akbasyea@gmail.com, ⁽³⁾sergun@inonu.edu.tr

ÖZET: Bu çalışmada; 1996-2011 döneminde, Euro/TL kurundaki dalgalanmaların Türkiye-AB ticaretini nasıl etkilediği araştırılmıştır. Bu bağlamda, öncelikle Philips-Perron ve KPSS birim kök testleri ve daha sonra da, Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich yapısal kırılma testleri gerçekleştirilmiştir. Son olarak ise, değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik testi uygulanmış ve Türkiye-AB ticaretinde çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret; Euro/TL; Zivot-Andrews; Lee-Strazicich; Dolado-Lütkepohl-Granger

ABSTRACT: In this study the effect of Euro/TL exchange rate fluctuations on Turkey-EU trade is analyzed for 1996-2011 period. In this context, the Philips-Perron and KPSS unit root tests are carried out first. In addition, the Zivot-Andrews and Lee-Strazicich structural break tests were also performed. Finally, Dolado-Lütkepohl Granger causality test was applied in order to determine the direction of the relationship between the variables. The tests revealed a bi-directional causality in Turkey-EU trade.

Keywords: Foreign Trade; Euro/TL; Zivot-Andrews; Lee-Strazicich; Dolado-Lütkepohl-Granger

JEL Classification: F14; F31; O24

1. Giriş

Döviz kurundaki dalgalanmaların ülkelerin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi literatürde son derece geniş yer bulmuştur. Öyle ki; döviz kurlarının yukarı yönlü hareketinin ihracat üzerinde olumlu etki oluşturacağı ve ithalatı ise pahalılaştırarak azaltacağı genel kabul görmüş bir kuramsal yaklaşım olmuştur. Ancak, bu durumun ülkelerin gelişmişlik seviyelerine, ham madde ve ara malı noktasında dışa bağımlılığın, enerji kaynaklarına ve pazara yakınlık derecesine göre değişiklik arz edebileceğini gözden uzak tutmamak gerekir.

Türkiye ekonomisinin 24 Ocak 1980 reform ve istikrar programı ile yaşanan liberalizasyon sürecinde, öncelikle ekonominin dış ticaret açısından dışa açıklık derecesinde önemli bir artış kaydedilmiştir. Bu durum, Ağustos 1989'da yürürlüğe

* Bu çalışmanın bir bölümü 1. Uluslararası Dış Ticaret ve Tarım Stratejileri Sempozyumu'nda (8-10 Aralık 2011 Kilis, Türkiye) bildiri olarak sunulmuştur.

sermaye hesabının liberalleşmesiyle daha da ileri bir ivme kazanmıştır. Bununla beraber 1994 Nisan, 2000 Kasım ve 2001 Şubat ile 2008 küresel finans krizi gibi gerek iç gerekse dış şokların etkisi ile yaşanan çalkantılı dönemlerde dış ticaret hacminde de gözle görülür düşüşler yaşanmıştır.

Türkiye'nin ekonomik liberalizasyon sürecini etkileyen bir diğer önemli dönem ise, Gümrük Birliđi üyeliđinin başladığı 1 Ocak 1996'dır. Bu dönem Türkiye'nin 22 yıllık Katma Protokol sürecinin sonu olmakla birlikte ithalat-ihracat pazarlarının da yeniden şekillenmeye başladığı bir sürecin başlangıcı olmuştur. Türkiye-AB arasındaki dış ticaret hacmi 1996-2010 döneminde yaklaşık üç kattan daha fazla artarak 37 milyar dolardan 125 milyar dolara ulaşmıştır.

Bu çalışmada, alışlagelmiş bir iktisadi etkileşimin sorgulamasını yapmak yerine spesifik bir örneklem üzerinde yoğunlaşmıştır. Bu sayede, döviz kuru dalgalanmalarının ülkelerin ihracat ve ithalatını nasıl etkilediđinin yanı sıra, Türkiye örneđi için ticaret hacminin yoğunlaştığı Avrupa Birliđi ile ticari ilişkilerin EUR/TL kurundan nasıl etkilendiđi ortaya konmaya çalışılmıştır. Çalışmanın birinci bölümü giriş bölümüdür. İkinci bölümde Gümrük Birliđi'nden günümüze Türkiye AB ticaretinin gelişimi mercek altına alınmıştır. Üçüncü bölümde literatür taraması gerçekleştirilmiştir. Dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler ve uygulanan yöntemlerin metodolojisi anlatılmıştır. Beşinci bölümde ampirik bulgulara yer verilmiştir. Altıncı bölüm ise sonuç bölümüdür.

2. Gümrük Birliđi'nden Günümüze Türkiye AB Ticaretinin Gelişimi

Gümrük Birliđi üyeliđi ile birlikte Türkiye'nin dış ticareti gerek ihracat ve gerekse de ithalat yönünden artan hızla AB üzerinde yoğunlaşmıştır. Bu işlemlerin çok önemli bir bölümü "Dâhilde İşleme Rejimi" kapsamında gerçekleştirilmektedir. Yani, ham madde ve ara malı yönünden dışa bağımlılığı yüksek olan ülkemiz söz konusu girdi mallarını yoğun bir biçimde AB'den ithal etmekte, ülkemizde işleyerek -katma değer kazandırarak- belirli bir süre içerisinde yeniden AB'ye ihraç etmektedir. Bu süreçte de ithalatta ödemesi gereken vergilerden kısmi ya da tam muafiyet elde etmektedir.

Tablo 1'de 2005-2011 Döneminde Türkiye'nin fasıl bazında ihracat ve ithalat verileri sunulmuştur. Bu bağlamda, söz konusu dönemde ülkemizin ithal ve ihraç mallarının çoğunlukla aynı fasıllar üzerinde yoğunlaştığı açıkça görülmektedir. Bunun nedeni ise, yukarıda da açıkça bahsedildiđi üzere "Dâhilde İşleme Rejimi"dir. Tekstil sektörü ise, en önemli sektörlerden biri olarak ön plana çıkmaktadır.

Şekil 1'de Gümrük Birliđi'nden günümüze Türkiye'nin dış ticaret dengesinin gelişimi verilmektedir. Açıkça görüleceđi üzere, Gümrük Birliđi üyeliđimizin başladığı 1996 yılında Türkiye'nin toplam dış ticaret açığının yarısından fazlası - yaklaşık %55- AB ile yaptığı ticarettten kaynaklanırken, 2011 yılı sonu itibarıyla bu oran %30'lar civarında seyretmektedir.

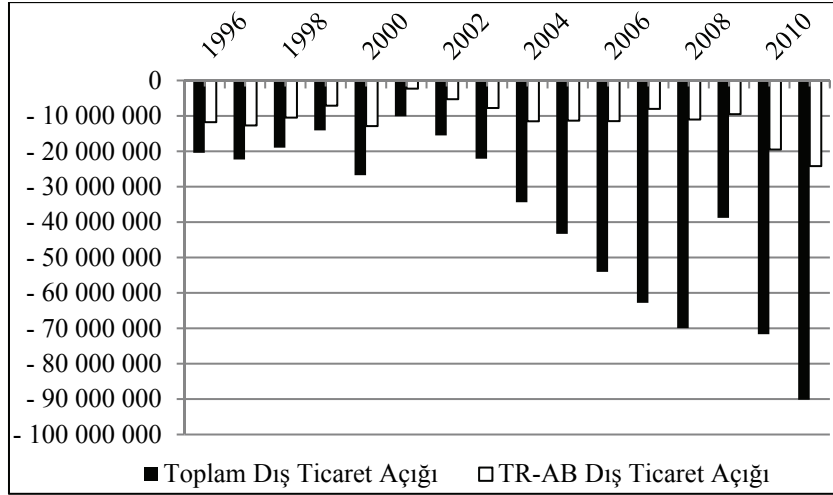
Tablo 1. Türkiye'nin Fasıl Bazında İhracat ve İthalat Verileri (Bin USD)

	Fasıllar	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
		İhracat						
	Motorlu Kara Taşıtları	9,566	11,886	15,903	18,326	12,251	13,812	11,777
	Kazan: Makine ve Cihazlar	5,246	6,516	8,781	10,258	8,132	9,413	8,521
	Demir ve Çelik	4,973	6,273	8,372	14,946	7,641	8,740	8,390
	Örme Giyim Eşyası	6,590	6,938	8,022	7,826	6,925	7,731	6,437
	Elektrikli Makine ve Cihazlar	5,423	6,327	7,422	7,971	6,630	7,530	6,260
İthalat	Mineral Yakıtlar	21,255	28,859	33,883	48,281	29,905	38,497	39,267
	Kazan: Makine ve Cihazlar	16,400	18,998	22,570	22,539	17,131	21,266	20,473
	Demir ve Çelik	9,457	11,525	16,182	23,160	11,351	16,120	15,255
	Motorlu Kara Taşıtları	10,552	11,408	12,397	12,789	8,975	13,419	12,710
	Elektrikli Makine ve Cihazlar	9,663	10,881	13,295	13,892	12,243	14,641	12,594

Not: İthalat ve ihracata konu olan en yüksek hacimli fasıllardan seçilerek düzenlenmiştir.

Kaynak: http://www.tuik.gov.tr/VeriBilgi.do?alt_id=12 (Erişim: 01.08.2012).

Şekil 1'de bahsi geçen husus benzer şekilde Türkiye – AB ticaretinin Türkiye'nin toplam ticareti içerisindeki payının verildiği Şekil 2'de de açıkça görülmektedir. Öyle ki; 1996 yılında toplam ihracatımızın %53'ü, ithalatımızın ise %56'sı AB 'ye yapılırken, 2011 yılı itibarıyla bu oranlar, ihracatta %47'ye, ithalatta ise %37'ye gerilemiştir. Bu fotoğraf Türkiye'nin dış pazar çeşitlendirmesi açısından son derece önemlidir ve ülkemizin dış pazarlardaki gelişimini açıkça gözler önüne sermektedir. Türkiye İstatistik Kurumu verilerine göre, 2000'li yılların ortalarına kadar Türkiye'nin ihracatında önemli pay sahibi olan ülkelerin yerini zaman içinde Ortadoğu ve Körfez ülkeleri almaya başlamıştır. Dış pazarlardaki bu çeşitlenme, AB gibi bir ekonomik bölgeye aşırı bağımlılıktan kaynaklanabilecek büyük pazar kayıplarını telafi etmekte yararlı olmuştur.

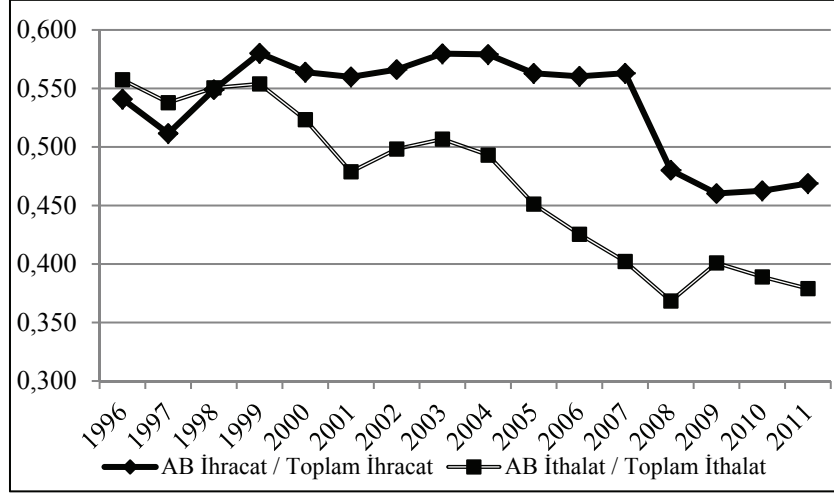


Not: TÜİK verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

Şekil 1. Gümrük Birliği'nden Günümüze Türkiye'nin Dış Ticaret Dengesinin Gelişimi (Bin USD)

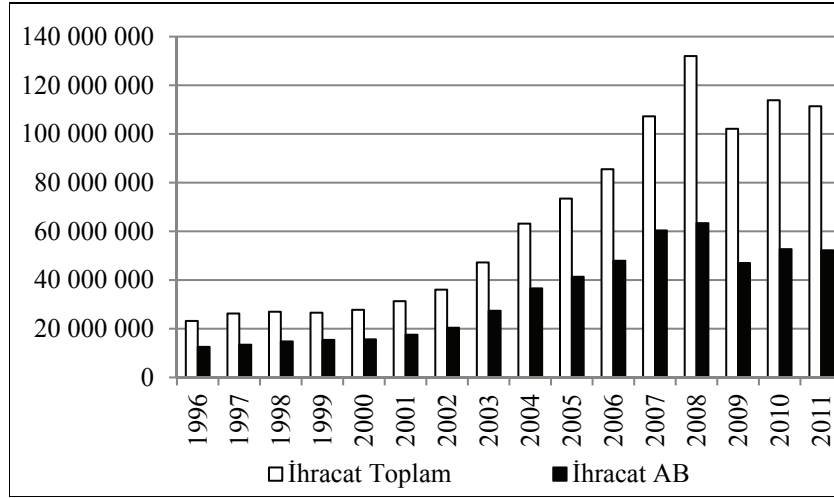
Şekil 1'de dış ticaret dengesi olarak verilen göstergeler, Şekil 3 ve 4'de ihracat ve ithalat olarak ayrı ayrı gösterilmiştir. Ülkemizin pazar çeşitlendirmesindeki başarısını buradan da açık ve net bir biçimde görmek mümkündür. Gümrük Birliği üyeliğimizin ilk yılı olan 1996 yılında AB'ye ihracatımız yaklaşık 12 milyar USD civarında seyrederken bu rakam 2011 yılında 56 milyar USD seviyesine

yükselmiştir. Ancak 1996 yılında söz konusu ihracat rakamı toplam ihracatımızın yaklaşık %53'ünü oluştururken, bugün bu oran %47'lere gerilemiştir.



Not: TÜİK verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

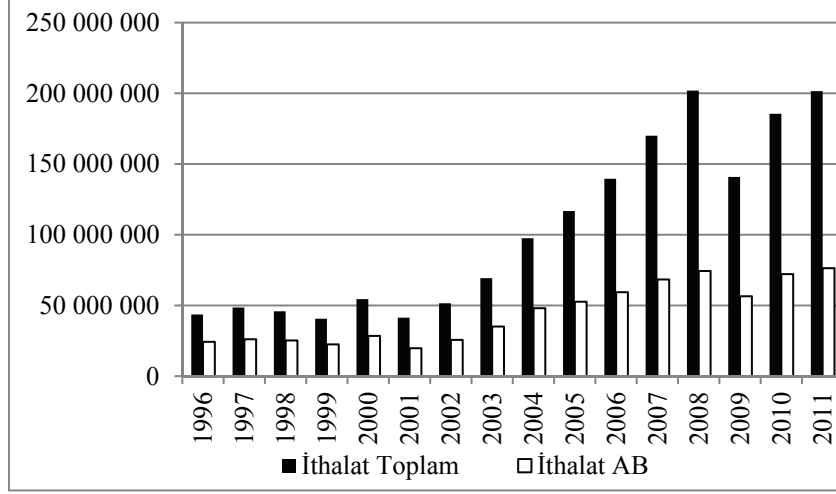
**Şekil 2. Türkiye – AB Ticaretinin
Türkiye'nin Toplam Ticareti İçerisindeki Payı (%)**



Not: TÜİK verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

**Şekil 3. Gümrük Birliği'nden Günümüze
Türkiye'nin Toplam İhracatı İçerisinde AB'nin Payı (Bin USD)**

Şekil 3'de ihracat için bahsedilen durumun benzer biçimde Şekil 4'de de ithalat için gerçekleştiğini görmek mümkündür. 1996 Yılında toplam ithalatımızın neredeyse yarısı AB'den gerçekleşirken, bugün yaklaşık %37'ler civarında seyretmektedir.



Not: TÜİK verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

Şekil 4. Gümrük Birliği'nden Günümüze Türkiye'nin Toplam İthalatı İçerisinde AB'nin Payı (Bin USD)

3. Literatür Taraması

Acaravcı ve Öztürk (2002) döviz kuru değişkenliğinin Türkiye'nin ihracatı üzerindeki etkilerini 1989-2002 dönemi için Johansen eşbütünleşme testi ile incelemişler ve kurdaki belirsizliğin ihracat talebini negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Köse v.d. (2008) Türkiye'de 1995-2008 döneminde döviz kurundaki dalgalanmaların ihracat üzerindeki etkilerini GARCH modeli ile ele almışlardır. Buna göre; döviz kuru dalgalanmalarının kısa ve uzun dönemde Türkiye'nin ihracatını olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Saatçioğlu ve Öztürk (2004) Johansen eşbütünleşme analizi ile Türkiye'de 1981-2001 döneminde ihracat ve döviz kuru volatilitesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Bu bağlamda; Türkiye'de kısa ve uzun dönemde döviz kuru belirsizliği ihracatı olumsuz etkilemektedir. Tarı ve Yıldırım (2009) 1989-2007 döneminde Türkiye'de döviz kuru belirsizliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile incelemiş ve kısa dönemde değişkenler arasında ilişki tespit edilmezken, uzun dönemde ise döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmini olumsuz etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Vergil ve Yıldırım (2006) Türkiye'nin AB gümrük birliği üyeliğinin rekabet gücü üzerindeki etkisini 1993-2002 döneminde 215 ihracat sektörü için incelemişlerdir. Panel veri analizi ile yapılan uygulama sonuçlarına göre; gümrük birliği üyeliği Türkiye'nin hem ileri teknoloji mallarında hem de taklidi zor sanayi mallarında rekabet gücünü olumlu yönde etkilemektedir. Buna karşın sermaye yoğun mallar ile ara teknoloji mallarında kutuplaşmalar meydana gelmiştir. Ramak ve Korkmaz (2005) 1995-2004 döneminde Türkiye'de reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi etkileşimini modern zaman serisi analizleriyle incelemişlerdir. Buna göre; değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmezken, kısa dönemde reel döviz kuru ve ticaret hacmi ilişkisinin temel belirleyicisi sermaye malları ticareti olarak saptanmıştır.

4. Veri ve Metodoloji

Çalışmada kullanılan veriler aşağıdaki gibidir:

İTH: 1996-2011 dönemi için aylık USD bazlı (*Türkiye'nin AB'den yaptığı*) ithalat miktarını, İHR: 1996-2011 dönemi için aylık USD bazlı (*Türkiye'nin AB'ye yaptığı*) ihracat miktarını, KUR: 1996-2001 dönemi için aylık ortalama DM/TL kuru. 2001-2011 dönemi için aylık ortalama EUR/TL kurunu ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan veriler TCMB elektronik veri tabanından ve Türkiye İstatistik Kurumu'ndan tedarik edilmiş ve serilerin logaritması alınmak suretiyle modele dahil edilmiştir. Ayrıca, birim kök, yapısal kırılma ve nedensellik testleri yapılmıştır.

Çalışmada uygulanan yöntemler ise aşağıdaki gibidir:

4.1. Birim Kök Testleri

Bu çalışmada, Euro/TL kuru ve Türkiye-AB ticareti serilerinin durağanlıklarını test etmek amacıyla Phillips-Perron (PP) ve KPSS birim kök testleri kullanılmıştır.

4.1.1. Phillips-Perron Birim Kök Testi

Phillips-Perron testi, ADF testine alternatif bir test olmaktan ziyade tamamlayıcı bir birim kök testi olarak literatüre geçmiştir. ADF testinde rassal hataların dağılımının istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Phillips Perron (1988), bu varsayımı geliştirerek rassal şokların dağılımları ile ilgili yeni bir varsayımda bulunmuştur. Buna göre, PP yaklaşımı otokorelasyonun bilinmeyen şekillerinin varlığını ve hata terimindeki şartlı değişen varyans durumunu dikkate almakta ve serisel ilişki için parametrik olmayan bir düzeltme kullanmaktadır (Enders, 2004: 251). PP testi, ADF testinde olduğu gibi üç farklı regresyon modeli için gerçekleştirilebilmektedir. Ancak PP testi için en basit model AR(1) aşağıdaki şekilde tanımlanabilir.

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de μ sabit terimi, Y_{t-1} bağımlı değişkenin gecikmeli değerini, ε_t ise hata terimini ifade etmektedir. ϕ_1 ise birim kök sınaması için kullanılan katsayıdır ve bu katsayının sifıra eşit olması serinin birim kök içermediğini, bire eşit olması ise serinin birim kök içerdiğini ifade etmektedir. PP testinde, ADF testinde olduğu gibi yardımcı regresyonlar, kesmesiz ve trendsiz, kesmeli ve trendli ve trendli olmasına göre yeniden düzenlenmektedir. Ancak her iki testte kullanılacak modeller için kritik değerler farklı olacaktır. Buradan hareketle, PP testi için kullanılan formül aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de CF düzeltme faktörünü ifade etmektedir.

4.1.2. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-KPSS Birim Kök Testi

KPSS testinde, amaç gözlenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin durağanlaştırılmasıdır. KPSS testinde kurulan birim kök hipotezi ADF ve PP testleri için kurulan hipotezlerden farklılık gösterir. Boş hipotez serinin durağan olduğunu buna karşılık alternatif hipotez ise seride birim kök olduğunu ima etmektedir (Kwiatkowski v.d., 1992: 159).

Test için denklem şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$Y_t = x_t' \delta + u_t \quad (3)$$

Denklemden yer alan x_t' sabit veya sabit ve trendi ifade eden deterministik bileşendir.

4.2.Yapısal Kırılma Testleri

Tahmin dönemindeki herhangi bir yapısal kırılmanın etkisinin belirlenmesi amacıyla Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003) birim kök testleri kullanılmıştır. Zivot-Andrews, birim kök testiyle yapısal kırılmaların, serinin bütünleşme derecesi üzerindeki etkisini üç model yardımıyla analiz etmektedir:

4.2.1. Zivot-Andrews Yapısal Kırılma Testi

Zivot-Andrews birim kök testi aşağıdaki 3 modele dayalı olarak yapılmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 253-4):

$$\text{Model A: } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4)$$

$$\text{Model B: } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B \gamma^B + DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (5)$$

$$\text{Model C: } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (6)$$

Burada, $t = 1, 2, 3, \dots, T$ tahmin dönemini, DU_t : ortalamada meydana gelen kırılma ve DT_t : trendde meydana gelen kırılma için kukla değişkeni göstermektedir. Bu modellerde, $t=1,2,3,\dots,T$ trend değişkenini, $\lambda, \gamma, \theta=T/Tb$ kırılma zamanını göstermektedir. Model A ortalamadaki kırılma zamanını ve etkisini, model B eğimdeki, üçüncü model ise eğim ve ortalamadaki ortak kırılmayı göstermektedir. λ kukla değişkeni $j=2/T$ ile $j=(T-1)/T$ aralığında ele alınan her bir yıl için hesaplanır. En küçük kareler yöntemi kullanılarak kurulan modellerde $\hat{\alpha}=1$ olup olmadığı test edilir. Bu modellerde k bağımsız değişken sayısının doğru belirlenmesi önemlidir. Çünkü, bu testin sonuçları ve güvenilirliği k parametresine karşı çok duyarlıdır.

Modellerde en küçük t istatistiğini veren yıl kırılma yılıdır. Kırılma yılı belirlendikten sonra sonuca, Zivot-Andrews'in (1992; Tablo 2, 3 ve 4) kritik değerleriyle yapılan karşılaştırmayla karar verilir. Hesaplanan test istatistiğinin, Zivot-Andrews'in tablo kritik değerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilerek serinin birim kök içerdiği ve yapısal kırılma ile birlikte durağan hale geldiğini belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir.

4.2.2. Lee-Strazicich Çift-İçsel Kırılma Testi

Lee ve Strazicich (2003), seride ikiden fazla kırılma olması halinde tek kırılmalı testin gücünün azalabileceğini belirtmektedirler. Dolayısıyla tek kırılmalı test olan Zivot-Andrews testine alternatif olarak geliştirilmiştir. Lee-Strazicich (2003) testinin alternatif hipotezi herhangi bir şüpheye yer bırakmadan trend durağanlığı ifade etmektedir. Bir başka şekilde ifade etmek gerekirse Lee-Strazicich (2003, 2004) kırılmaların altında hem geçersiz hem de alternatif hipotezin başarısını ihtiva

etmektedir. Bu durumun iki model A ve Model C gibi iki farklı versiyonu vardır Lee-Strazicich (2002) testinde tecrübe edildiği gibi, Lee ve Strazicich birim kök testini kullanarak, Lagrange çoğaltanını (LM, Langrange Multiplier) esas alarak iki içsel kırılma yapılmasına yardımcı olmaktadır. Model A'da yapısal kırılma kullanılır. Model C'de ise durağan ve trend değişimleri için birim kök testi kullanılır (Temurlenk ve Oltulular, 2007:4).

$$\text{Model A: } \Delta y_t = K + \phi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_1 DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = K + \phi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \theta_1 DT2_t + \gamma_1 DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada, Δ birinci fark operatörünü, ε_t , σ^2 varyans terimiyle birlikte beyaz gürültüdür; ve $t=1, \dots, T$ zamanı göstermektedir. Dördüncü ve beşinci eşitliğin sağ tarafındaki Δy_{t-j} terimi, hata teriminin beyaz gürültülü olmasını ve ardışık bağımlı olmamasını sağlıyor. DU_t ise kukla değişkendir (Narayan ve Smyth, 2005:1109-1116):

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t < TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad (9)$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB & t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

4.3. Nedensellik Testleri

Bu çalışmada, Euro/TL kuru ile dış ticaret değişkenleri arasında nedensellik analizini tespit etmek amacıyla Granger nedensellik ve Dolado-Lütkepohl nedensellik analizleri yapılmıştır.

4.3.1. Dolado-Lütkepohl Granger Nedensellik Analizi

Değişkenler arasında nedensellik ilişkisini test etmek amacıyla öncelikle Dolado ve Lütkepohl (1996) tarafından geliştirilen değiştirilmiş Wald testi kullanılarak nedensellik analizi yapılmıştır. Dolado-Lütkepohl nedensellik analizinin en önemli avantajı değişkenler arasında nedensellik ilişkisini araştırırken birim kök testlerini göz önünde bulundurmamasıdır. (Booth ve Ciner, 2005). VAR modelinde değişkenlerin I(1) olması χ^2 ve F testlerinin standart olmayan asimptotik dağılmasına yol açmaktadır. Özellikle, Granger nedensellik analizinde kullanılan Wald testi, sistemin eş bütünleşme özelliklerine bağlı olarak standart olmayan dağılımlara yol açabilir. Standart olmayan asimptotik özelliklerde kullanılan eş bütünleşik VAR süreçleri üzerinde sıfır kısıtlaması, tahmincilerin asimptotik dağılımlarındaki tekilliklere bağlı olabilir. (Lütkepohl, Kratzig, 2004). Dolado-Lütkepohl (1996) değişkenlerin bütünleşik veya eş bütünleşik olup olmadıklarını dikkate alan standart Granger nedensellik analizindeki zorlukların üstesinden gelmektedir. Bu yaklaşım bütünleşik-eş bütünleşik VAR katsayılarına asimptotik özellikler gösteren Wald testi uygulamasına bağlıdır (Ege v.d., 2008:5; Ciarreta ve Zarraga, 2009:7-8).

Tekillik sorunu optimal gecikmeli kısıtlanmamış VAR modeline ilave gecikme eklenmesiyle VAR katsayılarındaki tekil olmayan dağılım sorununu ortadan kaldırmaktadır. Dolado-Lütkepohl nedensellik analizi VAR modelinde bulunan optimal gecikme uzunluğuna, ilave gecikmelerin eklenmesiyle bu sorundan kurtarmaktadır. Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik analizi iki aşamadan oluşmaktadır. İlk olarak SBC (Schwarz Bayesian Criterion) kriteri kullanılarak optimal gecikme uzunluğuna sahip VAR(p) modeli tahmin edilmektedir. Daha sonra VAR(p+1) modeli tahmin edilerek değişkenlere yapılandırılmış Wald testi yapılmaktadır. Dolado-Lütkepohl nedensellik analizinde en önemli aşama nedensellik analizinin gecikme sayısına duyarlı olması nedeniyle ilk aşamadır. Buna göre SBC kriteri kullanarak VAR(3) modeli;

$$\begin{bmatrix} \ln ith \\ \ln ihr \\ \ln kur \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,1} & \beta_{12,1} & \beta_{13,1} \\ \beta_{21,1} & \beta_{22,1} & \beta_{23,1} \\ \beta_{31,1} & \beta_{32,1} & \beta_{33,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln ith_{t-1} \\ \ln ihr_{t-1} \\ \ln kur_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,2} & \beta_{12,2} & \beta_{13,2} \\ \beta_{21,2} & \beta_{22,2} & \beta_{23,2} \\ \beta_{31,2} & \beta_{32,2} & \beta_{33,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln ith_{t-2} \\ \ln ihr_{t-2} \\ \ln kur_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,3} & \beta_{12,3} & \beta_{13,3} \\ \beta_{21,3} & \beta_{22,3} & \beta_{23,3} \\ \beta_{31,3} & \beta_{32,3} & \beta_{33,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln ith_{t-3} \\ \ln ihr_{t-3} \\ \ln kur_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

olarak ifade edilebilir. Burada, $\ln ith$, $\ln ihr$ ve $\ln kur$ değerleri ithalat, ihracat ve kur değerlerinin logaritmik değerlerini ifade etmektedir. Buna göre; $H_0: \beta_{11,1} = 0$ şeklinde kurulan sıfır hipotezi Euro/TL kuru dış ticaretin nedeni değildir ve $H_0: \beta_{12,1} = 0$ ise Euro/TL kuru dış ticaretin nedeni değildir şeklinde ifade edilmektedir.

5. Ampirik Bulgular

Tablo 2. DF-GLS Testi Sonuçları

	Düzyer Değeri		Birinci Farkı	
	Sabitli*	Trend+Sabitli**	Sabitli*	Trend+Sabitli**
İhracat	0.528 [12]	-2.037 [13]	-2.794 [12]	-3.423 [12]
İthalat	0.366 [12]	-2.461 [12]	-1.330 [11]	-3.597 [11]
Kur	1.023 [1]	-2.1795 [1]	-10.029 [0]	-10.126 [0]

Not: Sabit için LM istatistiği asimptotik kritik değeri sabit de -2.578, -1.942 ve -1.615'dir. Sabit+trend için -3.490, -2.955 ve -2.665'dir.

Tablo 3. PP Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzyer Değeri		Birinci Farkı	
	Sabitli*	Trend+Sabitli**	Sabitli*	Trend+Sabitli**
İhracat	-1.183	-4.478	-23.936	-23.867
İthalat	-1.128	-4.249	-22.27363	-22.46193
Kur	-0.744	-1.889	-9.848782	-9.815256

Not: Sabit için LM istatistiği asimptotik kritik değeri sabit de -3.465, -2.876 ve -2.574'dir. Sabit+trend için -4.007, -3.433 ve -3.140'dir.

PP ve KPSS birim kök testleri sonucunda Euro/TL kuru ve dış ticaret değişkenlerinin düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkı alındıklarında durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Bu yüzden her iki değişkenin eşbütünleşme dereceleri I(1)'dir.

Tablo 4. Zivot-Andrews Yapısal Kırılma Test Sonuçları

Değişkenler	Model A		Model C	
	Min T-stat	Kırılma	Min T-stat	Kırılma
Kur	-3.1186	Haz-2002(8)* [-2.8006]**	-4.3770	Eylül-2002(8)* [0.2897]**
İhracat	-3.4426	Nisan-2000(8)* [-2.0371]**	-4.1299	Nisan-2000 (8)* [0.8936]**
İthalat	-3.9575	Ocak-2002(5)* [3.3695]**	-3.4659	Kasım-2002(5)* [-0.1272]**

*Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.

**Modeller için Zivot ve Andrews (1992)'den alınan kritik değerler Model A'da %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.34 ve -4.80, Model C'de %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.57 ve -5.08'dir.

Tablo 3'de Model A; serinin sabitinde kırılmayı, Model C ise seride sabit ve trendde kırılmayı araştırmaktadır. Bu sonuçlara göre Model A ve Model C serilerinin test istatistikleri mutlak değerce kritik değerden küçük bulunmuştur. Buna göre Model A ve Model C için %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde anlamlı çıkmış ve kırılma tarihleri belirlenmiştir. Testin varsayımı gereği sıfır hipotezi reddedilmiş alternatif hipotez kabul edilmiştir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi serilerde birim kök olduğu ve yapısal kırılma sonucu serilerin durağan hale geldiğini ifade etmektedir.

Tablo 5. Lee-Strazicich Çift-İçsel Kırılma Testi Sonuçları

Değişkenler	Model A			Model C		
	Min T-stat	Kırılma 1	Kırılma 2	Min T-stat	Kırılma 1	Kırılma 2
Kur	-2.6993	Mart-2001 (1)* [2.2971]**	Tem-2008(1)* [-3.008]**	-5.386	Mayıs-2001 (1)* [4.430]**	Mart-2005(1)* [-4.6585]**
İhracat	-4.0036	Şubat-2006 (6)* [1.5535]**	Kasım- 2008(6)* [1.9360]**	-5.6333	Ocak-2003 (6)* [4.1648]**	Tem-2008 (6)* [-4.9403]**
İthalat	-4.0764	Aralık-1998 (7)* [-1.5292]**	Ekim-2008 (7)* [1.6288]**	-5.3861	Aralık-2002 (7)* [4.5422]**	Ekim-2008 (7)* [-3.8889]**

*Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.

**Kirik değerler Lee-Strazicich (2003) Model AA için %1 ve %5 için kritik değerler sırasıyla -4.54 ve -3.842, Model CC için kritik değerler %1 ve %5 için sırasıyla -5.82 ve -5.74'tür.

Tablo 4'de alınan aylık seriler üzerinde yapılan kırılma test sonuçları Model A ve Model C için %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde anlamlı çıkmış ve kırılma tarihleri belirlenmiştir. Testin varsayımı gereği sıfır hipotezi reddedilmiştir. Alternatif hipotez kabul edilmiştir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi aynı zamanda birim kökün olduğu ve yapısal kırılma sonucu serilerin durağan hale geldiğini ifade etmektedir. Ayrıca; Model A düzeyde kırılmayı, Model C ise hem düzeyde hem de trendde kırılmayı vermektedir.

Tablo 6. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotez	MWald	P değeri	Nedensellik
dKur→ dİhracat	0.19300	0.5815	Red
dİhracat→ dKur	0.54379	0.8247	Red
dİthalat→ dKur	1.67809	0.1896	Red
dKur→ dİthalat	0.68206	0.5069	Red
dİthalat→ dİhracat	7.76820	0.0004	Kabul
dİhracat→ dİthalat	8.28043	0.0006	Kabul

MWald testi sonuçlarına göre ihracat ve ithalat arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 7. Dolado-Lütkepohl Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotez	Gecikme uzunluğu	MWALD	p-değeri	Nedensellik
Kur→ İhracat	2 (26.01989)*	0.533	0.712	Red
İhracat→ Kur		3.123	0.153	Red
İthalat→ Kur	2 (26.2329)*	0.902	0.464	Red
Kur→ İthalat		1.332	0.260	Red
İthalat→ İhracat	5 (57.3434)*	39.70	0.000	Kabul
İhracat→ İthalat		32.47	0.000	Kabul

Dolado-Lütkepohl Granger Nedensellik testi sonuçları, MWald testi sonuçlarını doğrulamaktadır.

6. Sonuç

Bu çalışmada, 1996:1-2001:12 dönemleri arasında DM/TL kuru ve 2002:01-2011:12 döneminde EUR/TL kuru ile Türkiye'nin toplam ihracatı ve ithalatı arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığı araştırılmıştır. Bu bağlamda EUR/TL kuru, ihracat ve ithalata ait serilerin durağanlığı için ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. Birim kök testleri sonucunda tüm serilerin birinci farkı alındığında durağan hale geldiği sonucuna varılmıştır. Serilerin durağanlıklarını teyit etmek amacıyla Zivot ve Lee yapısal kırılma testleri yapılmıştır. Yapısal kırılma testleri sonucunda ADF ve PP birim kök testleriyle paralel sonuçlar elde edilmiştir. Buna göre seriler durağan değildir ve yapısal kırılma sonucunda durağan hale gelmektedir. Son olarak seriler arasında nedensellik ilişkisini tespit edebilmek için Granger nedensellik testi ve Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik testi Granger nedensellik testiyle paralel sonuçlar vererek Granger nedensellik testi sonuçlarını teyit etmiştir. Buna göre ihracat ile ithalat arasında çift yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

İhracat ile ithalat arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi Türkiye'nin ihracat ve ithalat yapısıyla açıklanabilir. Çalışmanın 2. bölümünde yer alan Tablo 1'de bu durum açık bir şekilde görülmektedir. Buna göre, Türkiye'nin ihracatındaki ürünler arasında ilk sırayı motorlu taşıtlar almaktadır. Daha sonra makine ve cihazlar ve elektrikli eşyalar gelmektedir. Bu ürünlerin üretiminde kullanılan ara mal ve hammadde ve teknoloji Türkiye'de mevcut olmadığı için bu ürünlerin ihracı arttığında ithalatın da artması normal karşılanmaktadır. Tablo1'de Türkiye'nin ithal ettiği ürünlere bakıldığında mineral yakıtlar, makine ve teçhizat, demir-çelik ve elektrikli makine ve cihazların ilk beş sırada olduğu görülmektedir. Bu ürünler daha çok yatırım alanında kullanılan ürünlerdir. Mineral yakıtlar, hane halkı için enerji ihtiyacının giderilmesinde kullanılmasına rağmen sanayi sektöründe

de yoğun bir şekilde kullanılmaktadır. Dolayısıyla, Türkiye'nin ithal ettiđi bu ürünler, yapısı itibariyle yatırımda kullanılan ürünler olarak değerlendirilebilir.

Döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasında nedensellik ilişkisinin tespit edilemeyişi ekonomi kuramıyla örtüşmemektedir. Makro ekonomi kuramında ihracat miktarı yabancı ülkelerin gelir düzeyine ve reel döviz kuruna bağlıdır. İthalat ise ulusal gelir düzeyi ile reel döviz kuruna bağlıdır. 2000'li yılların başından itibaren dünyada gelir seviyesi yükselmeye başlamıştır. Dünyada gelir seviyesinin yükselmesi ile birlikte Türkiye'nin dış talebinde de gözle görülür bir artış gözlemlenmektedir. Ayrıca, Türkiye'nin ihraç ettiđi ürünlerin ithalat bağımlılığı yüksektir. Buna ek olarak; ihraç gelirlerinde yaşanan artış sonucu toplam gelirden de artış görülmekte ve bu da toplam talebin artması anlamına gelmektedir.

Döviz kurunun ithalat ve ihracat miktarını etkilememesi, ihracatın ve ithalatın yukarıda belirtildiđi gibi sadece döviz kuruna bağlı olarak deđişmemesi ile açıklanabilir. Türkiye açısından daha belirleyici olanın ihracat bakımından dış talep, ithalat bakımından ise yurt içi talebin durumudur. Gerek Avrupa Birliđi ve gerekse Türkiye'de bir durgunluk yaşanmadığı sürece iki taraf arasındaki dış ticaretin, döviz kurundan önemli ölçüde etkilenmediđi anlaşılmaktadır. İşte bu nedenle Türkiye'de ihracat ve ithalat arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu durum Türkiye'nin özellikle 2002 yılından bu yana yaşadığı gelişim sürecinin bir sonucudur.

2002 yılından bu yana siyasi ve ekonomik olarak istikrarlı bir ortamın oluşması, devletin ihracatı ve ihracatçıyı desteklemesi vb. birçok alanda verilen teşvikler, ihracatı ve ithalatı döviz kurundaki gelişmelerden bağımsız kılmıştır. Bütün bu gelişmeler piyasalara güven aşımıştır. Burada, Türkiye'nin dış ticaret politikası ile dış politikası arasındaki uyumun da payı çok büyüktür. Bu durum, öngörülebilirliđin artması ile birlikte yatırımcıların yatırım kararlarını daha güçlü ve sağlam temellere dayanarak almalarını sağlamıştır. Bunun sonucu olarak, döviz kuru yatırım kararını etkileyen en önemli faktör olmaktan çıkmıştır. Makro ekonomi kuramına göre; yatırımcı, yatırım kararı verirken faiz oranı ve kar verilerini kullanır. Gelecekte elde edeceği kar oranı, önemli bir maliyet unsuru olan faizden daha yüksekse, bir başka ifadeyle faiz oranı yükselmesine rağmen gelecekte elde edeceği kar daha yüksekse yatırım kararı alır. Türkiye'de döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasında nedensellik ilişkisinin tespit edilemeyişi, bu kurama uygun düşmektedir. Ayrıca, 1996-2011 döneminde yaşanan 2008 küresel finans krizi süreci haricinde döviz kurunun aşırı dalgalanma göstermemesi, ihracat-ithalat ve döviz kuru sarmalı arasında nedensellik ilişkisinin tespit edilemeyişinin önemli bir nedenidir.

Referanslar

- ACARAVCI, A., ÖZTÜRK, İ. (2002). Döviz kurundaki deđişkenliđin Türkiye ihracatı üzerine etkisi: ampirik bir çalışma. *Review of Social, Economic and Business Studies*. Vol. 2, ss. 197-206.
- BOOTH, G. G., CİNER, C. (2005). German dominance in the European Monetary System: a reprise using robust wald tests. *Applied Economics Letters*. Cilt: 12.
- CIARRETA, A., ZARRAGA, A. (2009). Electricity consumption and economic growth: evidence from Spain. *Applied Economics Letter*. Vol. 18, ss:1-36.
- DOLADO, J.J., LUTKEPOHL, H. (1996). Making Wald test work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews*. Vol. 15, ss. 369-386.

- EGE, İ., NAZLIOĞLU, Ş., BAYRAKDAROĞLU, A. (2008). Financial development and economic growth: cointegration and causality analysis for the case of Turkey. *Management and Administration Research Center*. Working Paper No: 2008-04, ss. 1-15.
- ENDERS, W. (2004). Applied econometric time series. *John Wiley ve Sons Ltd*. England.
- KÖSE, N., AY, A., TOPALLI, N. (2008). Döviz kuru oynaklığının ihracata etkisi: Türkiye örneği (1995-2008). *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. Cilt: 10, Sayı: 2, ss. 25-45.
- KWAITKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. VE SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. Vol. 54. ss. 159–178.
- LEE, J., STRAZICICH, M. C. (2002). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Discussion Paper Check 02-20*. Department of Economics, University of Central Florida, USA.
- LEE, J., STRAZICICH, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, Cilt: 85, Sayı: 4.
- LEE, J., STRAZICICH, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Working Papers 04-17*. Department of Economics, Appalachian State University.
- LUTKEPOHL, H., KRATZIG, M. (2004). Applied time series econometrics (Themes in Modern Econometrics). *Cambridge University Press*.
- NARAYAN, P.K., SMYTH, R. (2005). Electricity consumption, employment and real income in Australia: evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy Policy*. Vol: 33, pp. 1109– 1116.
- PHILLIPS, P.C.B. VE PERON, P., (1988), Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. Vol. 75, ss. 335-346.
- RAMAK, R., KORKMAZ, A. (2005). Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*. Sayı: 2, ss.11-29.
- SAATÇIOĞLU, C., KARACA, O. (2004). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*. Cilt: 5, Sayı: 2, ss. 183-195.
- TARI, R., YILDIRIM, D.Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi*. Cilt: 16, Sayı: 2, ss. 95-105.
- TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (2012). [Erişim Adresi]: <http://evds.tcmb.gov.tr/>, [Erişim tarihi]: 11.12.2012.
- TEMURLENK, S., OLTULULAR, S. (2007). Türkiye'nin temel makro ekonomik değişkenlerinin bütünleşme dereceleri üzerine bir araştırma. *VIII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*. 24-25 Mayıs 2007, Malatya.
- TÜRKİYE İSTATİSTİK KURUMU (2012). Dış ticaret istatistikleri, [Erişim Adresi]: <http://tuik.gov.tr>, [Erişim Tarihi]: 11.12.2012.
- VERGİL, H., YILDIRIM, E. (2006). AB-Türkiye Gümrük Birliği'nin Türkiye'nin rekabet gücü üzerindeki etkileri. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. Sayı: 26.
- ZIVOT, E., ANDREWS, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. Temmuz 1992, Cilt: 10, No: 3.