

MARSHALL-LERNER KOŞULU ÇERÇEVESİNDE REEL DÖVİZ KURU DEĞİŞİMLERİNİN TÜRKİYE’NİN DIŞ TİCARET PERFORMANSINA ETKİLERİ: YAPISAL KIRILMALI BİR ANALİZ

Bilim Uzmanı Hüseyin USLU¹

Özet

Bu çalışmada Türkiye’de reel efektif döviz kuru (REER), yurtiçi milli gelir düzeyi (Y^d) ve dünya milli gelir düzeyinin (Y^w), Türkiye’nin ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri, 1989:Q1-2018:Q1 dönemi için 3 farklı ekonometrik model yardımıyla, yapısal kırılmalı zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Serilerin durağanlığı; Vogelsang ve Perron yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiş, dış ticaret dengesi ve REER’in I(0), diğer serilerin I(1) oldukları görülmüştür. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkileri; Sınır Testi yaklaşımıyla sınanmış, ihracat ve ithalat fonksiyonlarında yer alan serilerin eşbütünleşik olmadıkları, dış ticaret dengesi fonksiyonundaki serilerin eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Dış ticaret dengesi modeline ait uzun ve kısa dönem analizleri ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiş, bu modeldeki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003) prosedürüyle ortaya çıkartılmış ve kukla değişkenlerle analizlere dâhil edilmiştir. Uzun dönem analizinde; REER ve Y^d ’nin Türkiye’nin dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı, Y^w ’deki %1’lik artışın, Türkiye’nin dış ticaret dengesini %0.47 oranında iyileştirdiği görülmüştür. Bu nedenle, Türkiye’nin dış ticaret dengesinin, REER ve Y^d haricindeki iç ve dış faktörlere bağlı olarak şekillendiği değerlendirilmiştir. Kısa dönem analizinde; Y^d ’deki artışların, dört dönem gecikmeli olarak dış ticaret dengesini negatif etkilediği bulunmuştur. Yaşanan iç ve dış ekonomik krizlerin, Türkiye’nin dış ticaret dengesi üzerinde sadece kısa dönemde anlamlı bir etkisinin olduğu, modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı belirlenmiştir. Hata düzeltme modeline göre; REER, Y^d ve Y^w ’den Türkiye’nin dış ticaret dengesine doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir. Seriler arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto yöntemiyle test edilmiş, REER ve Y^w ’den dış ticaret dengesine, REER’den ihracata ve Y^d ’den ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri bulunmuştur. Çalışmada Türkiye’de Marshall-Lerner Koşulunun ve J Eğrisi Hipotezinin geçerliliğine ilişkin yeterli kanıt da elde edilememiştir.

Anahtar Kelimeler: Marshall-Lerner Koşulu, J Eğrisi Hipotezi, Reel Efektif Döviz Kuru, Dış Ticaret Dengesi, Yapısal Kırılmalı Analiz.

Jel Kodları: D51, F14, O24.

IMPACTS OF CHANGES IN REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE ON TURKEY’S FOREIGN TRADE PERFORMANCE WITHIN THE FRAME OF MARSHALL-LERNER CONDITION: AN ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAK

Abstract

In this study, effects of real effective exchange rate (REER), domestic national income (Y^d) and world national income level (Y^w) on Turkey's exports, imports and foreign trade balance are analyzed for 1989: Q1-2018: Q1 period with 3 different econometric models by time series analysis methods with structural breaks. The stationarity of the series are examined by Vogelsang and Perron structural break unit root test and foreign trade balance and REER are found to be I(0) while other series are I(1). Cointegration relationships between series are tested with Bounds Test approach and it is seen that the series in the export and import functions are not cointegrated and that the series in the foreign trade balance function are cointegrated. The long and short term analyzes of the foreign trade balance model were carried out by ARDL method. The structural breaks in this

¹ Özgün Araştırma / Original Article

Sorumlu yazar/Corresponding Author, Erciyes Üniversitesi, İİBF., İktisat Bölümü, Kayseri/TÜRKİYE, h.uslu80@hotmail.com, ORCID ID: 0000-0002-2642-1175

model are revealed by Bai and Perron (2003) procedure and included in the analysis with dummy variables. In long-term analysis; impacts of REER and Y^d on Turkey's foreign trade balance is not statistically significant and 1% increase in Y^w is seen to improve Turkey's foreign trade balance by 0.47%. Therefore, it is evaluated that Turkey's foreign trade balance is shaped by internal and external factors other than REER and Y^d . In short term analysis; it is found that the increases in Y^d have negative effect on foreign trade balance with four periods lag. Only in short term, domestic and international economic crisis have significant impact on Turkey's foreign trade balance, that is, error correction mechanism of the model operates. According to error correction model; there exists a causal relationship from REER, Y^d and Y^w to Turkey's foreign trade balance in the long-term. The short-term causality relationships between the series are investigated by Toda-Yamamoto method and one-way causality from REER and Y^w to foreign trade balance, from REER to exports and from Y^d to imports. In the study, sufficient evidence on the validity of Marshall-Lerner condition and J Curve hypothesis in Turkey cannot be obtained.

Key Words: Marshall-Lerner Condition, J Curve Hypothesis, Real Effective Exchange Rate, Balance of Trade, Analysis with Structural Break.

Jel Codes: D51, F14, O24.

1. GİRİŞ

Serbest dış ticaret, ülkeler arasında işbölümü ve uzmanlaşmayı artırarak, dünyadaki kıt kaynakların etkin kullanımına olanak sağlayan ve bu yolla dünya genelinde üretim ve refahı arttıran en önemli ekonomik faaliyet alanlarından biridir (Kuck, 2011: 2). Ülkeler, dış ticarete rekabet güçlerini artırabilmek için Araştırma - Geliştirme (Ar&Ge) ve inovasyon faaliyetlerine önem vererek, teknoloji yoğun ürünler üretmeye, döviz kurlarını ve ürün fiyatlarını rekabetçi düzeylerde tutmaya gayret sarf ederler. Ayrıca ülkeler arasında imzalanan karşılıklı serbest ticaret anlaşmaları, kurulan gümrük birlikleri, serbest ticaret bölgeleri ve diğer ekonomik ve siyasi entegrasyonlar da ülkelerin dış ticaret gelirlerini artırmada önemli rol oynamaktadır (Urata ve Okabe, 2007: 2). Bu faktörler arasında döviz kurları, ülkelerin görece daha rahat müdahale edebildikleri ve kısa vadede etkisini gösteren önemli bir politika aracı konumundadır.

Döviz kurlarının, ülkelerin dış ticaretleri üzerindeki etkisi literatürde geniş biçimde incelenmiş olup, bu konuda yapılacak çalışmalar günümüzde hala önemini sürdürmektedir. Özellikle ABD ile Çin arasında yaşanan kur savaşları, karşılıklı gümrük vergilerini artırmaları, ABD, Meksika ve Kanada arasında imzalanan ve 1 Ocak 1994'te yürürlüğe giren NAFTA (North American Free Trade Agreement: Kuzey Amerika Serbest Ticaret Anlaşması)'nın ABD'deki Trump yönetimi tarafından yeniden tartışmaya açılması ve 27 Ağustos 2018'de Meksika ile yeni dış ticaret anlaşması imzalamaları ve ABD'nin, Kanada'yı da bu anlaşmaya dâhil olmaya zorluyor olması, ABD'nin Türkiye'den aldığı çelik üzerindeki gümrük tarifesi oranını 13 Ağustos 2018'den itibaren iki katına çıkarmış olması, bu konunun önemini bir kez daha gündeme getirmektedir.

Türkiye ekonomisi sürekli dış ticaret açığı ve buna bağlı olarak cari işlemler açığı veren bir ekonomidir. Cari işlemler açığı, Türkiye'nin yaşadığı 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin en önemli nedenlerinden olup (Celasun, 2002: 3-4; Soygüzel, 2017: 3), ülkeyi her an yeni bir krize sürüklenme potansiyeli taşımaktadır (Özbek, 2008: 6). Özellikle Türkiye ekonomisinin içinde bulunduğu *üretim ve ihracatın ithalata yüksek düzeyde bağımlılığı* durumu (Akbaş ve Şentürk, 2013: 196; Kundak ve Aydoğuş, 2018: 253) nedeniyle, ekonomik büyümenin artırılmaya çalışıldığı, bu amaçla genişletici para ve maliye politikalarının uygulandığı her dönemde, cari işlemler açığı da otomatik olarak yükselmekte, cari işlemler açığını frenleyebilmek için sıkılaştırıcı politikalar uygulandığında ise ekonomik büyüme düşmekte, ülkede işsizlik artmaktadır. Bu noktada Türkiye ekonomisinde dış ticaret dengesinin belirleyicilerinin ortaya çıkartılmasında ve politika yapıcıların dikkatlerinin bu noktalara çekilmesinde yarar vardır.

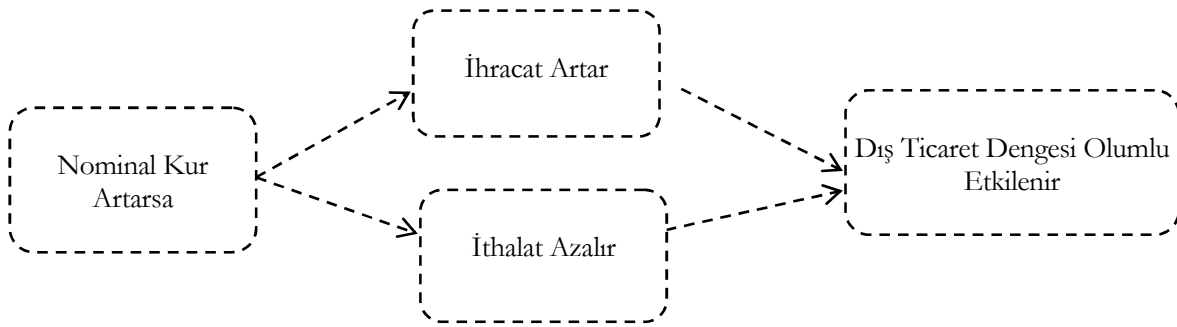
Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde reel efektif döviz kurlarındaki değişimlerin dış ticarete olan etkileri, 1989:Q1-2018:Q1 dönemi verileri kullanılarak, yapısal kırılmalı zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Çalışmanın girişi izleyen ikinci bölümünde; döviz kurlarıyla dış ticaret arasındaki ilişkinin teorik altyapısı sunulmuş, üçüncü bölümde; Türkiye'de döviz kuru ve dış ticaret

verileri, tablo ve grafikler desteğiyle irdelenmiş, dördüncü bölümde; literatürde yer alan çalışmaların kısa bir özeti sunulmuş, beşinci bölümde ekonometrik analiz gerçekleştirilmiş, sonuç ve değerlendirmeye çalışma tamamlanmıştır. Bu çalışmanın, incelenen konunun güncelliği ve ülke ekonomisi açısından taşıdığı önem itibarıyla literatüre ve ülke ekonomisine bir katkı sağlanması umulmaktadır.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Bir birim yabancı para karşılığında alınabilen ulusal para miktarına döviz kuru (Exchange Rate: ER) adı verilmekte olup (Arslan, 2005: 32), teknik anlamda bu durum nominal döviz kurunu ifade etmektedir. Nominal döviz kurunun artması (ulusal paranın değer kaybetmesi), ülke mallarının döviz cinsinden karşılıklarını düşürecek² ve böylece ülkenin ihracat rekabet gücü ve ihracat gelirleri artacaktır. Öte yandan artan nominal döviz kuru ile ithal malların yurtiçindeki satış fiyatları artacak ve ülkenin ithalat talebi düşecektir³. Nominal döviz kuru ile dış ticaret arasındaki bu ilişki, Şekil 1 yardımıyla gösterilebilir.

Şekil 1: Nominal Döviz Kuru İle Dış Ticaret Arasındaki İlişki



Kaynak: Yıldırım, Karaman ve Taşdemir (2009: 74)'den yararlanılarak, yazar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 1'e göre nominal döviz kurunun artması, ihracatı artırıp, ithalatı azaltarak, ülkenin dış ticaret dengesini olumlu yönde etkileyecektir. Bu analizde ülke içindeki fiyatlar ve karşı (ticari partner) ülkedeki fiyatlar göz ardı edilmektedir. Oysa dış ticarete bunlar da önemli birer belirleyicidir. Bu eksikliği giderebilmek için Reel Döviz Kuru (Real Exchange Rate: RER) kavramı geliştirilmiştir. RER, Denklem (1) yardımıyla hesaplanabilmektedir.

$$RER = ER * \frac{P^f}{P^d} \quad (1)$$

Burada ER ; bir birim yabancı para karşılığında alınabilen ulusal para miktarını gösteren nominal döviz kurunu, P^f ; karşı ülkedeki fiyatlar genel düzeyini (Prices in foreign country), P^d ; evsahibi ülkedeki fiyatlar genel düzeyini (Prices in domestic country) ifade etmektedir (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir (2009: 75). RER'in hesaplanmasında Denklem (1) temel alındığında, nominal kurun yükselmesi, ülkede fiyatlar genel düzeyinin (P^d) düşmesi ya da karşı ülkede fiyatlar genel düzeyinin (P^f) yükselmesi ile RER'in artmış olması, ülkenin dış ticaret rekabet gücünü artıracaktır. Oysa Türkçe makroekonomi kitaplarında yer alan bu formül, İngilizce makroekonomi kitaplarında Denklem (2)'deki gibi kullanılmaktadır (Mankiw, 2010: 147) ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) da yayınladığı RER serisinde bu uluslararası kullanımı temel almaktadır:

² Bu durumu sayısal bir örnekle açıklamak gerekirse; 1 \$=4 TL iken yurtiçinde 100 TL'ye satılan bir ceket, gümrük vergilerinin ve taşıma masraflarının olmadığı varsayımı altında, dış piyasaya 25 \$'a satılmak istenecektir. Diğer şartlar sabitken nominal döviz kuru artmış ve 1 \$=5 TL olmuş olsun. Bu durumda ceketin maliyeti ve yurtiçindeki satış fiyatı değişmezken, yurtdışı satış fiyatı 20\$'a inecektir. Böyle bir durumda iktisat teorisindeki Talep Kanunu gereği, fiyatı düşen malın talep edilen miktar artacak ve böylece ülkenin ihracatı da artmış olacaktır.

³ Yukarıdaki örneğe benzer şekilde; 1 \$=4 TL iken yurtdışında 1000 \$ olan bir bilgisayar, yurtiçinde 4000 TL'ye satılırken, nominal döviz kuru artıp, 1 \$=5 TL olduğunda, yurtdışı satış fiyatı değişmemekle birlikte, yurtiçinde 5000 TL'ye satılmaya başlanacaktır. Bu da yine Talep Kanunu gereği bu üründen talep edilen miktarı azaltacak ve böylece ülkenin ithalatı düşecektir.

$$RER = ER^{\dagger} * \frac{P^d}{P^f} \quad (2)$$

Burada ER^{\dagger} ; bir birim ulusal para karşılığında alınabilen yabancı para miktarını göstermektedir⁴. Burada döviz kuruyla ilgili kafa karışıklığına neden olmamak için Denklem (2), aşağıdaki şekilde düzenlenebilecektir:

$$RER = \frac{P^d}{P^f * ER} \quad (3)$$

Denklem (3)'e göre RER'in yüksek olması, yabancı malların görece olarak ucuz, yurtiçi malların ise görece olarak pahalı olduğunu ifade etmektedir (Mankiw, 2010: 147). *Yani bu yaklaşıma göre RER'in artması, ülkenin dış ticaret rekabet gücünün azaldığını göstermektedir.* Bu çalışma da bu yaklaşıma göre kurgulanmıştır.

Ülkeler sadece bir tek ülkeyle dış ticaret yapmayıp, çok sayıda ülkeyle dış ticaret yaptıkları için, Denklem (3)'teki RER'in diğer ülkelerdeki fiyatlar genel düzeylerini ve nominal döviz kurlarını da kapsayacak şekilde yeniden düzenlenmesi gerekmektedir. Bu şekilde hesaplanan kura da Reel Efektif Döviz Kuru (Real Effective Exchange Rate: REER) adı verilmektedir. REER'i hesaplayabilmek amacıyla, öncelikle ev sahibi ülkeyle diğer ülkeler arasındaki RER değerleri ayrı ayrı hesaplanmakta, sonra bu veriler, her bir ülkenin, evsahibi ülkenin dış ticareti içindeki payı kullanılarak ağırlıklandırılmaktadır. Bu işlem için kullanılan denklem (TCMB, 2018: 8):

$$REER = \sum_{i=1}^N (W_i * RER_i) \quad (4)$$

Burada;

$$W_i = \frac{X_i + M_i}{\sum_{i=1}^N (X_i + M_i)} \quad (5)$$

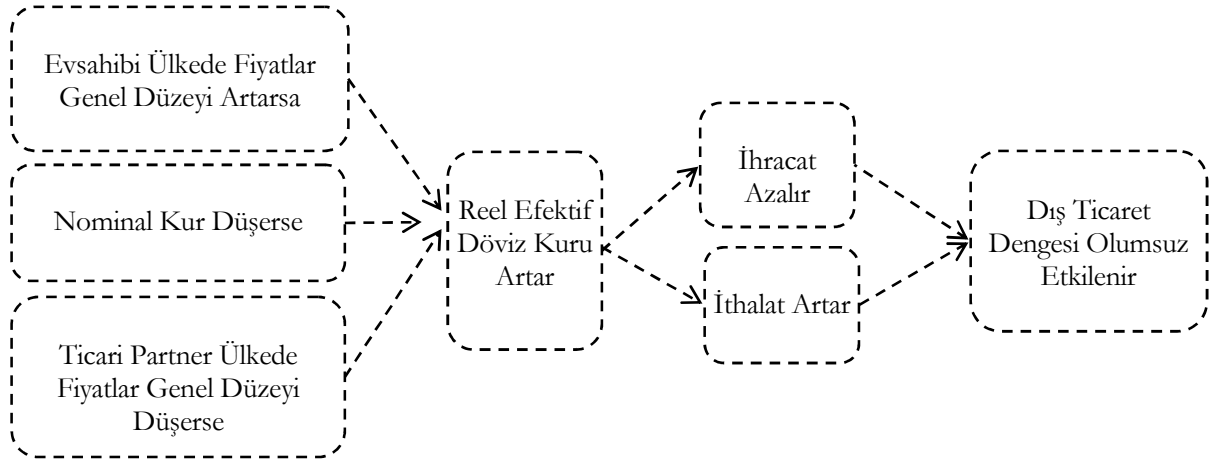
$$\sum_{i=1}^N W_i = 1 \quad (6)$$

şeklinde. Bu denklemlerde i ; dış ticaretteki partner ülkelerden her birini, N ; dış ticaretteki partner ülke sayısını, W_i ; i . ülkenin, evsahibi ülkenin toplam dış ticareti içindeki payını (ağırlığını) göstermektedir.

Denklem (3) için yapılan yorum, REER için de geçerli olup, *REER'in artması, ülkenin dış ticaret rekabet gücünü azaltacaktır.* Bundan dolayıdır ki TCMB, REER'in 120 – 125 aralığına doğru hareket etmesi halinde TL'nin değerlendirilmesine karar vereceğini ve para politikası araçları kullanılarak kura müdahale edeceğini, REER'in 125 – 130 aralığına gelmesi halinde daha sert önlemler alacağını, REER'in 130'un üzerine çıkması durumundaysa elindeki bütün politika araçlarıyla müdahale edeceğini açıklamıştır (Eğilmez, 2012). Çünkü REER'in artması demek, nominal döviz kurunun düşmesi veya evsahibi ülkede fiyatlar genel düzeyinin artması ya da ticari partner ülkelerde fiyatlar genel düzeyinin düşmesi demektir ki bunların hepsi, evsahibi ülke açısından olumsuz gelişmelerdir. Bu durum Şekil 2 yardımıyla incelenebilir.

⁴ 1 \$=5 TL iken, 1 TL = 0.2 \$ olmasını ifade etmektedir.

Şekil 2: Reel Efektif Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkileri



Kaynak: Mankiw, (2010: 147)'den yararlanılarak, yazar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 2'den de görüldüğü üzere, REER'in artması, evsahibi ülkenin dış ticaret rekabet gücünü azaltacaktır. Bunun doğal bir sonucu olarak da artan REER karşısında ihracat azalır, ithalat artar ve evsahibi ülkenin dış ticaret dengesi bundan zarar görür.

Ülkeler bu duruma düşmemek için nominal döviz kurlarını rekabetçi düzeylerde tutmaya gayret ederler⁵. Bu konuda sabit kur rejimi uygulayan ülkeler zaman zaman ulusal paralarının değerini düşürerek (nominal döviz kurunu, hükümet tarafından alınan bir kararla yükselterek) devalüasyon yaparlar. Kontrollü dalgalı kur rejimi uygulayan ülkeler de nominal kurları, dış ticarete rekabet güçlerini artırıcı biçimde tutmaya gayret sarfederler. Ancak yapılan her devalüasyon işleminin, ülkenin dış ticaret dengesini olumlu biçimde etkileyeceğinin bir garantisi bulunmamaktadır. Marshall (1923) ve Lerner (1944) tarafından geliştirilen ve literatüre de Marshall-Lerner Koşulu olarak bilinen yaklaşıma göre; devalüasyonun dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi, ihracat ve ithal mallarının, arz ve talep esnekliklerine bağlıdır. Ülkenin ihracat ve ithalatının reel efektif döviz kuruyla olan ilişkisi Denklem (7) ve Denklem (8)'deki gibi olsun:

$$X = \alpha + \mu_x REER \quad (7)$$

$$M = \beta + \mu_m REER \quad (8)$$

Marshall-Lerner koşuluna göre ihracat ve ithal mallarının reel efektif döviz kuruna göre olan arz (μ_x) ve talep esneklikleri (μ_m) toplamı 1'den büyük olduğunda, devalüasyon (veya kurların serbest piyasada yükselmesi), ülkenin dış ticaret dengesini olumlu yönde etkileyecektir (Davidson, 2009: 125). Bu durum Denklem (9) da yer almaktadır.

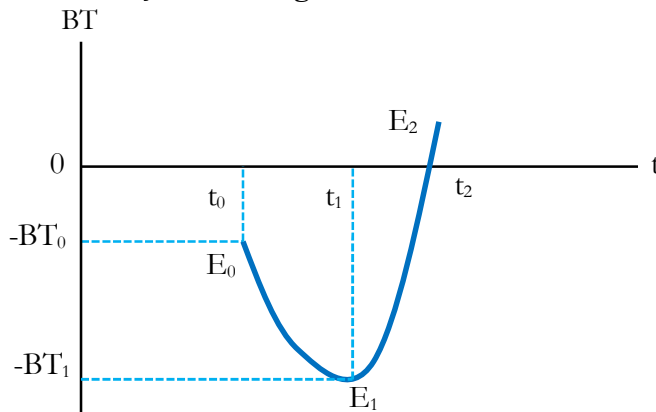
$$(\mu_x + \mu_m) > 1 \quad (9)$$

⁵ Günümüzde Çin'in ABD'ye karşı yaptığı da bu olup, Çin Yuan'ını ABD Doları karşısında bilinçli olarak düşük tutmaktadırlar. Bunun sonucunda Çin malları ABD'li tüketicilere ucuz gelmekte ve Çin ABD'ye bol miktarda ihracat yapabilmektedir. ABD ise Çin'e yeterince mal satamamakta ve bu ülkeye karşı sürekli dış ticaret açığı vermektedir. Dolayısıyla Trump yönetimi buna itiraz etmekte ve Yuan'ın biraz değerlenmesini istemektedir ki ABD de Çin'e ihracat yapabilsin. Çin'in bunu kabul etmemesi üzerine ABD, Çin'den gelen demir ve çelik ürünlerine uyguladığı gümrük vergilerini, 6 Temmuz 2018'de %25 oranında arttırmıştır (NTV, 2018).

Bu noktada üzerinde durulması gereken önemli bir konu da devalüasyonun dış ticaret dengesi üzerindeki etkisinin ne kadar sürede gerçekleşeceği ve etkinin sürekli olumlu olup olmadığıdır. Bu sorunun cevabını araştıran bilim insanları J Eğrisi ve S Eğrisi gibi farklı hipotezler geliştirmişlerdir (Ratha ve Bahmani-Oskooee, 2014: 1377).

Magee (1973) ve Miles (1979) tarafından gündeme getirilen J Eğrisi Hipotezine göre; bir ülkede devalüasyon yapıldığında mevcut dış ticaret sözleşmeleri gereği ihracat ve ithalat miktarları çok kısa sürede hemen değiştirilemeyecektir. Hatta piyasaların yeni kurlara (yeni fiyat düzeylerine) uyumu sürecinde yaşanan kaotik durum nedeniyle, dış ticaret dengesi kısa dönemde olumsuz bile etkilenebilecektir. Ancak uzun dönemde piyasalar yeni kurlara uyum sağlayacak ve dış ticaret dengesi olumlu yönde etkilenmeye başlayacaktır (Ratha ve Bahmani-Oskooee, 2014: 1378). Bu süreçte dış ticaret dengesi (Balance of Trade: BT) eğrisinin aldığı biçim, Şekil 3'te yer almaktadır.

Şekil 3: J Eğrisi



Kaynak: Yıldırım, Karaman ve Taşdemir (2009: 250).

Şekil 3'e göre başlangıçta BT_0 kadar dış ticaret açığı veren bir ekonomide, yapılan bir devalüasyon sonucunda $t_0 - t_1$ döneminde, piyasada oluşan fiyat karmaşası, yeni kurlara göre maliyet ve fiyatların tekrar düzenlenmesinin zaman alması nedeniyle, ülkenin dış ticaret dengesi daha da kötüleşmiş ve dış ticaret açığı BT_1 kadar olmuştur. Bu noktadan sonra devalüasyonun dış ticaret üzerindeki olumlu etkileri ortaya çıkmaya başlamış ve ülkenin dış ticaret dengesi iyileşmiştir. Bu süreçte ortaya çıkan şekil J harfine benzediği için, hipoteze bu isim verilmiştir. Rose ve Yellen (1989) J Eğrisi hipotezinin geçerliliğini Denklem (10) yardımıyla incelemiştir:

$$BT = \beta_0 + \beta_1 REER + \beta_2 Y^d + \beta_3 Y^f \quad (10)$$

Rose ve Yellen (1989) J Eğrisi Hipotezinin geçerli olabilmesi için; Marshall-Lerner Koşulunun sağlanmasını ön şart olarak kabul edip, kısa dönem analizinde ($\beta_1 < 0$) veya β_1 'in istatistiksel olarak anlamsız olması gerektiğini, uzun dönem analizinde ise ($\beta_1 > 0$) olması gerektiğini ifade etmiştir. Bu denklemde yer alan BT ; dış ticaret dengesini, $REER$; reel efektif döviz kurunu, Y^d ; evsahibi ülkedeki milli geliri, Y^f ise; dış ülkedeki milli geliri ifade etmektedir.

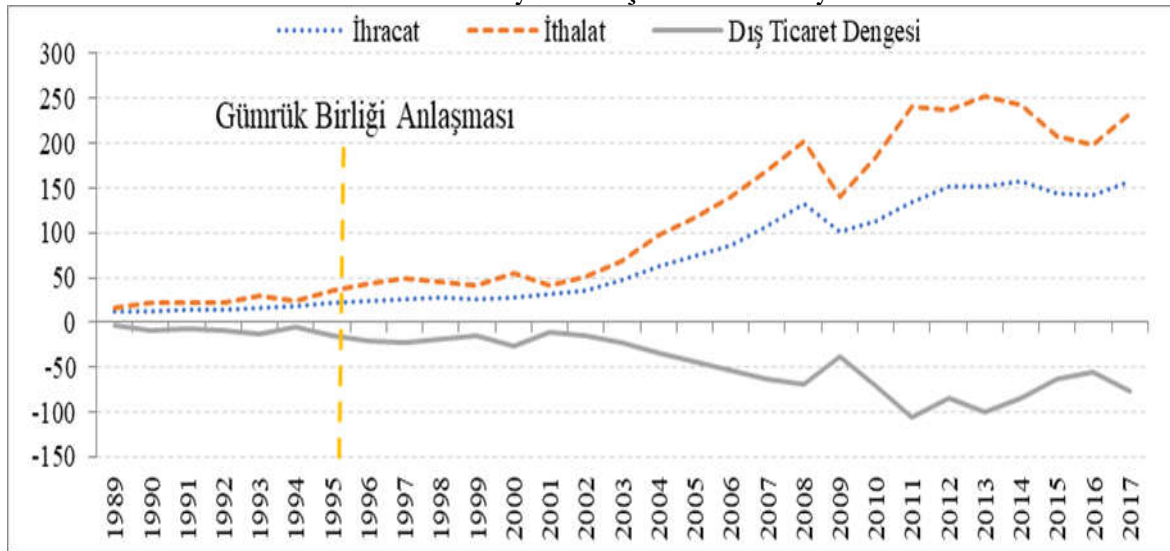
3. TÜRKİYE'DE DIŞ TİCARET VE DÖVİZ KURU

1980 yılına kadar ithal ikamesine dayalı ekonomik büyüme modeli uygulayan Türkiye, 24 Ocak 1980 tarihli Ekonomik İstikrar Kararları ile ihracata dayalı ekonomik büyüme modelini benimsemiştir. 1980 öncesinde sıkı denetime tabi olan döviz bulundurma ve taşıma işlemleri de bu tarihten sonra kademeli olarak serbestleştirilmiş ve ülke 1989'da kabul edilen 32 Sayılı Karar (Türk Lirasının Değerini Koruma Kanununda yapılan değişiklik) ile tamamen serbest bırakılmıştır. Bu Karar ile aynı zamanda Türkiye'de

uluslararası finansal işlemler de serbest hale getirilmiş, finansal liberalizasyon gerçekleştirilmiştir. Böylece yabancı yatırımcıların İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (şimdiki ismiyle Borsa İstanbul'da) işlem yapmaları, Türk bankalarında hesap açmaları, Türk tahvil ve bonolarını alıp satmaları serbest hale getirildiği gibi, aynı haklar Türk vatandaşlarının yurtdışında yapacakları döviz cinsi işlemler için de sağlanmıştır.

1995 yılına kadar dış ticarete istediği performansı yakalayamayan Türkiye, Mart 1995'te Avrupa Birliği (AB) Ülkeleriyle Gümrük Birliği (GB) anlaşması imzalamış ve bu anlaşma 1 Ocak 1996'da yürürlüğe girmiştir. Bu anlaşmayla AB üyesi ülkelerdeki firmalar Türkiye'ye gümrüksüz biçimde mal satmaya başlarken, Türk firmaları da AB ülkelerine daha rahat mal satabilir hale getirilmiştir. Bu anlaşmanın Türkiye ekonomisine bakan en önemli yanlarından birisi; yerli firmaları dış rekabete açarak, onları Ar&Ge ve inovasyona daha fazla yatırım yapar hale getirmiş olmasıdır. Bu sayede 1990'lı yıllarda tekstil ürünleri ihraç eden Türkiye, 2000'li yıllarda otomotiv ve elektrikli aletler ihraç eder hale gelmiştir (Küçükkiremitçi, Karaca ve Eşiyok, 2010). Ancak yerli firmaların GB sürecine hazırlıksız yakalanmaları nedeniyle, genel olarak Türkiye'nin Avrupa ülkelerinden ithalatı, ihracatından daha fazla artmış ve ülkenin dış ticaret açığı artmaya devam etmiştir. Türkiye'nin dış ticaret verilerinin zaman içindeki seyri Grafik 1'den izlenebilir.

Grafik 1: Türkiye'nin Dış Ticaretinin Seyri



Kaynak: World Bank (2018b, 2018c).

Not: Çalışmanın hazırlandığı dönemde 2018 yılının ilk 7 aylık verileri yayınlanmış olup, bu verilerin grafiğe yansıtılması durumunda 2018 yılında dış ticaret azalmış gibi bir yanılgıya neden olabileceği için o veriler bu grafiğe alınmamıştır.

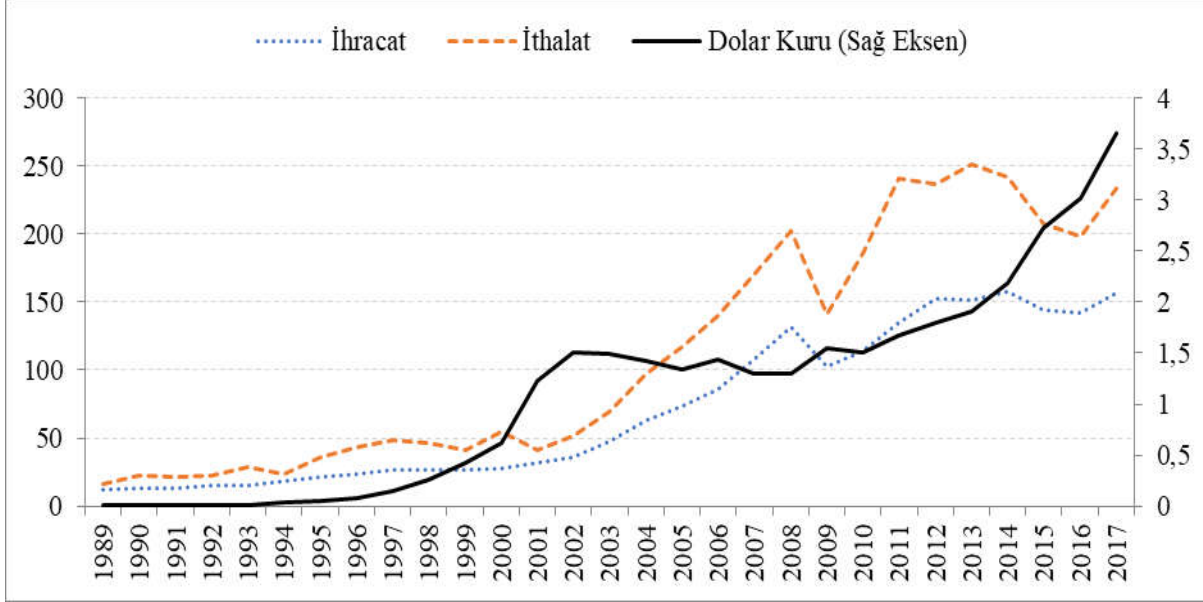
Grafik 1'den de görüldüğü üzere; analiz döneminde Türkiye ekonomisi sürekli olarak dış ticaret açığı vermiştir. 1994, 2001 ve 2008⁶ krizi dönemlerinde dış ticaret açığının azaldığı dikkati çekmektedir. Bu azalmanın nedenleri; 1994 ve 2001 krizlerinde döviz kurunun aşırı derecede artmış olması, 2008 krizinde ise düşen milli gelir ve yurtiçi üretim nedeniyle ithalatta yaşanan düşüşlerdir. Grafikte 1994 ve 2001 döneminde ihracatın artmaya devam etmiş olması, dış ticaret üzerindeki kur etkisini doğrular niteliktedir. 2008 krizinde ihracatın azalmasının nedeni ise o dönemde ABD ve Avrupa ülkelerinde yaşanan milli gelir ve talep düşüşüdür⁷. Gümrük Birliği anlaşmasının imzalandığı 1995 yılı ve sonrasında Türkiye'nin ithalatının, ihracatından daha fazla arttığı da grafikte dikkati çekmektedir. Dış ticaret açığının en fazla olduğu dönemler, ekonomik büyümenin en fazla arttığı dönemlerdir. Örneğin; 2011 yılında ekonomik büyüme %11.1 olurken, bu yıldaki dış ticaret açığı 100 Milyar Doları aşmıştır. Bu artışın nedenleri; Türkiye'de üretimin ithal aramalı ve sermaye mallarına olan yüksek bağımlılığı (Kızıldere, Kabadayı ve Emsen, 2014: 39) ve artan milli gelirle birlikte ithal lüks tüketim mallarına olan talep artışıdır.

⁶ Bu kriz Türkiye ekonomisini 2009 yılında etkilediği için dış ticaret üzerindeki etkisi de 2009 yılında görülmektedir

⁷ 2008 krizi başladığı dönemde Türkiye'nin ihracatının %64'ü Avrupa ve Amerika ülkelerine yapılmaktaydı.

1980'li yıllara kadar sabit döviz kuru sistemi uygulayan Türkiye, sonrasında genel olarak kontrollü (müdahaleli) dalgalı kur rejimini benimsemiştir. Bu dönemde ülkenin dış ticarete rekabet gücünü artırabilmesi ve bu yolla dış ticaret açığının ve cari işlemler açıklarının azaltılabilmesi için döviz kurlarına müdahale edilmesinin gerekliliği sıklıkla tartışılmıştır (Baldemir ve Keskiner, 2004; Peker, 2008; Hepaktan, Çınar ve Dündar, 2011). Nominal döviz kuru ile dış ticaret arasındaki etkileşimler Grafik 2 yardımıyla incelenebilir.

Grafik 2: Nominal Döviz Kuru ile Dış Ticaret Arasındaki Etkileşimler

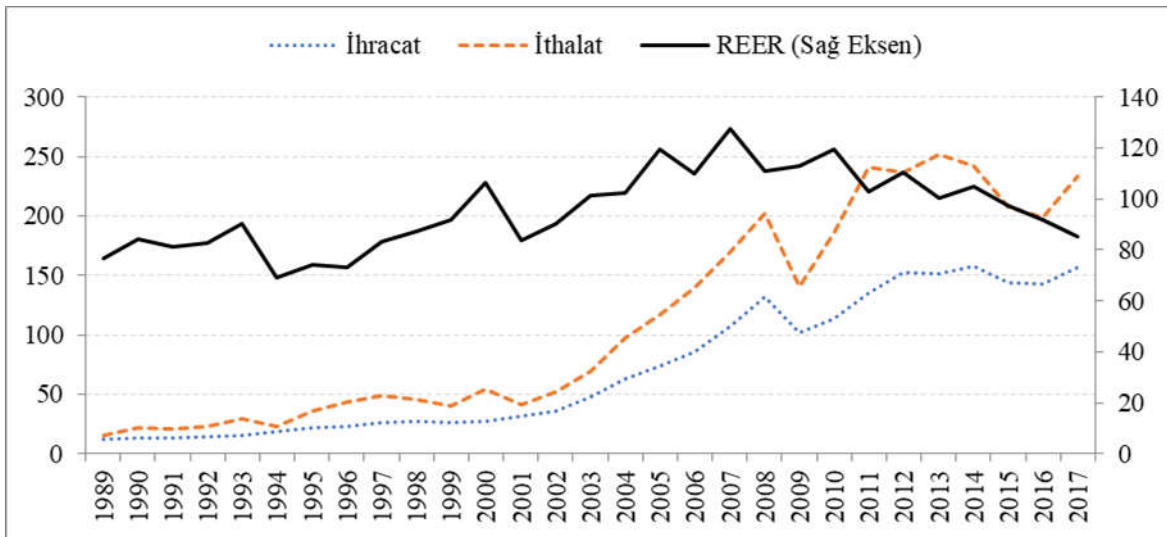


Kaynak: World Bank (2018b, 2018c), TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS, 2018h).

Not: Dolar kuru; ABD Doları alış ve satış fiyatlarının ortalaması kullanılarak tarafımızdan hesaplanmıştır.

Grafik 2'de nominal döviz kuru ile Türkiye'nin dış ticareti arasında güçlü bir ilişkinin olmadığı, iktisat teorisinde geçtiği gibi nominal kur arttığında ihracatın artıp, ithalatın azalmadığı, bu değişkenlerin genellikle birlikte hareket ettikleri görülmektedir. 2001 krizi ve sonrasında nominal kurların anormal biçimde yükseldiği de dikkatleri çekmektedir. Bu durumda, Türkiye'nin dış ticaretinin nominal kurdan çok, ülkedeki ve dünyadaki konjonktürden etkilendiği söylenebilir. Reel efektif döviz kuru ile dış ticaret arasındaki etkileşimler Grafik 3'ten izlenebilir.

Grafik 3: Reel Efektif Döviz Kuru ile Dış Ticaret Arasındaki Etkileşimler



Kaynak: World Bank (2018b, 2018c), EVDS (2018e, 2018f).

Grafik 3 incelendiğinde; 2009 yılında artan REER'e karşılık ithalatın daha hızlı arttığı, ihracatta azalma olmamakla birlikte, artış hızının yavaşladığı görülmektedir. 2013-2016 döneminde REER düşmeye başlamış, buna paralel olarak, iktisat teorisiyle uyumlu biçimde ihracat artmış, ithalat azalmıştır.

4. LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde döviz kuru ya da reel efektif döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkilerin araştırıldığı çok sayıda çalışma bulunmakta olup, ulaşılabilen çalışmalar arasından seçilenlerin özetleri, yayınlanma tarihi sırsına göre buraya alınmıştır.

Karagöz ve Doğan (2005), Türkiye'de döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkileri, 1995:M01-2004:M06 dönemi için araştırmış, ancak döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasında anlamlı bir ekonometrik ilişki bulamamıştır. Çalışmada 2001 yılında yaşanan devalüasyonun dış ticaret üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu belirlenmiştir.

Yamak ve Korkmaz (2005), reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkileri, 1995:Q1-2004:Q4 dönemi için Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde Granger nedensellik testi ile incelemiş, bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını, kısa dönemde reel döviz kuru ile sermaye malları ticareti arasında bir ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir.

Karaçor ve Gerçeker (2012), Türkiye'de reel döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkileri, 2003:M01-2010:M12 dönemi için VAR (Vector Autoregressive: Vektör Otoregresif) ve ECM (Error Correction Model: Hata Düzeltme Modeli) yardımıyla incelemiş ve reel döviz kuru ile dış ticaret hacminin eşbütünlük olduğunu, yani uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini, reel döviz kurlarından dış ticaret hacmine doğru hem kısa dönemde, hem de uzun dönemde bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu, dış ticaret hacminden reel döviz kurlarına doğru sadece kısa dönemde bir nedensellik ilişkisinin var olduğunu tespit etmişlerdir.

Göçer ve Elmas (2013), reel döviz kurundaki değişimlerin Türkiye'nin dış ticaret performansına olan etkilerini, 1989:Q1-2012:Q2 dönemi için genişletilmiş Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde, çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analizi yöntemleriyle incelemiş ve bütün mal gruplarında, genişletilmiş Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğu tespit etmiştir.

Kızıldere, Kabadayı ve Emsen (2014), 1980-2010 döneminde Türkiye'nin dış ticaretini etkileyen faktörleri Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi, Engle ve Granger eşbütünlük testi, ECM ve EKK (En Küçük Kareler) yöntemleriyle analiz etmiş ve döviz kurlarının, Türkiye'nin dış ticareti üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını belirlemiştir.

Özmen (2014), reel döviz kuru ile dış ticaret dinamikleri arasındaki ilişkileri, Türkiye'nin 1995-2011 dönemi verilerini kullanarak, Balassa endeksi yardımıyla incelemiş ve 1990'lı yıllarla karşılaştırıldığında, 2000'li yıllarda özellikle orta-yüksek ve ileri teknoloji ürünlerinde, imalat sanayi sektörlerinin küresel katma değer zincirlerine eklenme derecelerinin yüksek oranda artmış olduğunu, Türkiye'nin ihracat ve ithalatının, OECD ülkelerinin milli gelirleri ve yurtiçi reel gelir tarafından belirlenmekte olduğunu ve bu değişkenlerin talep esnekliklerinin çok yüksek olduğunu belirlemiştir.

Caporale, Gil-Alana ve Mudida (2014), Kenya'da Marshall-Lerner koşulunun geçerliliğini, 1996:Q1-2011:Q4 dönemi için Box-Pierce ve Ljung-Box-Pierce yöntemleriyle incelemiş ve ödemeler dengesi ile reel döviz kuru ve göreceli gelir arasında eşbütünlük ilişkisi olduğunu ve Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğunu belirlemiştir.

Değer ve Demir (2015), Türkiye'de reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasındaki ilişkileri, 1997:M01-2014:M12 dönemi için Granger nedensellik testiyle incelemiş ve reel efektif döviz kurundan dış ticaret hacmine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu tespit etmiştir.

Doğan ve Kurt (2016), Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru ile ithalat arasındaki ilişkileri, 2003:M01-2015:M10 dönemi için Granger nedensellik testi ve VAR analizi ile incelemiştir. Nedensellik testinde; reel döviz kuru ile hem tüketim, hem de sermaye malı ithalatı arasında nedensellik ilişkisi tespit etmiş ve buna dayanarak, döviz kurlarındaki değişmelerin, Türkiye'nin ithalatı üzerinde etkili olduğunu ifade etmiştir. VAR analizinde ise sermaye malı ithalatındaki değişimlerin %3.42'sinin, tüketim malı ithalatındaki değişimlerin de %3.25'inin reel döviz kuru tarafından açıklandığını ortaya koymuştur.

Karaş ve Karaş (2017), Türkiye ekonomisinde REER ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkileri, 2003:M01-2017:M06 dönemi için Granger nedensellik testiyle incelemiş ve reel efektif döviz kuru ile ithalat arasında karşılıklı, ihracattan ithalata doğru ise tek yönlü nedensellik ilişkilerinin olduğunu belirlemiştir.

Akosah ve Omane-Adjepong (2017), Döviz kuru ile dış ticaret akımları arasındaki ilişkileri Gana için J Eğrisi Hipotezi kapsamında, 2000:Q1-2016:Q1 dönemi verilerini kullanarak, ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) yardımıyla incelemiştir. J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğunun belirlendiği çalışmada, reel döviz kurundaki %10'luk azalışın Gana'nın ithalatını kısa dönemde %5.8, uzun dönemde ise %11.95 oranında azalttığı, ihracatı ise kısa dönemde %4.1, uzun dönemde %5.3 arttırdığı görülmüştür.

Uslu (2018), Farklı gelir grubundaki ülkelerde Marshall-Lerner Koşulu ve J Eğrisi Hipotezinin geçerliliğini, 1960-2016 dönemi için Kao panel eşbütünleşme testi, PDOLS (Panel Dynamic Ordinary Least Square: Panel Dinamik En Küçük Kareler) yöntemleriyle araştırmış, reel efektif döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında yüksek gelirli ülkelerde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığını, üst orta gelirli ve alt orta gelirli ülkelerde negatif, düşük gelirli ülkelerde ise pozitif bir ilişkinin olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca yurtiçi milli gelirdeki artışların bütün ülkelerde dış ticaret dengesini negatif etkilediğini, dünya milli gelirinin üst orta gelirli ülkelerde dış ticaret dengesini istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilemediğini, diğer ülkelerde ise pozitif etkilediğini tespit etmiştir.

Sadok (2018), Fas ekonomisinde döviz kurunun dış ticaret dengesine olan etkilerini 2000-2015 dönemi için Marshall-Lerner Koşulu ve J eğrisi Hipotezi çerçevesinde incelemiş ve döviz kuru ile dış ticaret arasında güçlü bir ilişki olduğu tespit etmiştir. Çalışmada ayrıca Marshall-Lerner Koşulunun geçerli olduğu görülmüştür.

Badinger ve Clairfontaine (2018), 47 ülkede 97 mal gurubunda döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini, 2010:Q1-2017:Q2 dönemi için J Eğrisi Hipotezi çerçevesinde Yapısal Çekim Modeli ile incelemiş ve döviz kurlarının, dış ticaret üzerindeki etkilerinin ülkeler ve ürün grupları için farklılık gösterdiğini belirlemiştir.

Literatürde yer alan ve döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkilerin araştırıldığı çok sayıda çalışma bulunmakla birlikte, yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran çalışma sayısının sınırlı olduğu dikkati çekmektedir. Bu yönüyle, bu çalışmanın literatürdeki bir boşluğu dolduracağı değerlendirilmektedir.

5. EKONOMETRİK ANALİZ

5.1. Veri Seti

Bu çalışmada reel efektif döviz kurunun (REER), ihracat (X), ithalat (M) ve dış ticaret dengesi (BT) üzerindeki etkilerini belirleyebilmek için Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) ve World Bank'tan alınan veriler kullanılmıştır. Ayrıca Türkiye'nin milli geliri (Y^d) ve dünya milli geliri (Y^w) de çalışmaya kontrol değişkenleri olarak dâhil edilmiştir.

Türkiye'de Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYH) verileri üçer aylık dönemler halinde yayınlandığı için veri setinin tamamı üçer aylık olarak düzenlenmiştir. Türkiye'de ihracat ve ithalat verileri 1989:Q1'den itibaren çeyreklik dönemler itibarıyla yayınlandığı için analiz 1989:Q1'den başlatılmıştır. Bu çalışmanın hazırlandığı dönemde Türkiye'de en son 2018 yılı ilk çeyrek GSYH verileri açıklandığı için analiz

2018:Q1'e kadar olan dönem için gerçekleştirilmiştir. Böylece analizler 1989:Q1-2018:Q1 dönemine ait 117 adet gözlemle gerçekleştirilmiştir. GSYH verileri Türk Lirası (TL) olarak yayınlanırken, diğer veriler ABD Doları (\$) olarak yayınlanmaktadır. Bu nedenle EVDS (2018h)'tan alınan Dolar alış ve Dolar satış kurlarının ortalaması kullanılarak, GSYH verileri de Dolar cinsinden hesaplanmıştır. Böylece analizlerde kullanılan bütün veriler ABD Doları cinsinden değerler cinsinden (Milyar Dolar olarak) düzenlenmiştir. GSYH verileri EVDS (2018a, 2018b)'den, reel efektif döviz kuru verileri EVDS (2018e, 2018f)'den, dış ticaret verileri EVDS (2018g)'den alınmıştır. Dış ticaret verileri EVDS'de aylık olarak yayınlanmakta olup, tarafımızdan üçer aylık hale getirilmiştir. Türkiye'de GSYH verileri cari fiyatlarla yayınlandığı için, EVDS (2018c; 2018d)'den alınan tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) verileri kullanılarak reel hale getirilmiştir. Böylece milli gelir verileri, enflasyonist etkilerden arındırılmıştır. Dünya milli geliri, World Bank (2018a)'dan alınan 2010 yılı sabit fiyatlarıyla hesaplanmış GSYH verilerinden oluşmaktadır.

Dış ticaret dengesi (Balance of Trade: BT) verileri, Memarian ve Shanej (2016) izlenerek, ihracatın ithalata oranının yüzde değeri hesaplanarak oluşturulmuştur. Bütün verilere logaritmik dönüşüm yapılarak, aykırı değerler ortadan kaldırılmış ve bu yolla analiz sonucunda değişen varyans sorununun meydana gelmesi önlenmeye çalışılmıştır. Bütün seriler, Hareketli Ortalamalar (Moving Average) yöntemiyle mevsim etkilerinden arındırılarak, serilerin kendi doğalarından kaynaklanmayan ve seriler arasında farklılık gösterebilen mevsim etkileri ortadan kaldırılmıştır. Veri setine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Ek 1'de, değişkenler arasındaki korelasyon matrisi Ek 2'de sunulmuştur.

5.2. Model

Çalışmada, reel efektif döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkileri; Göçer ve Elmas (2013: 140); Eita (2013: 513); Ersungur, Aslan ve Doru (2017) ve Uslu (2018) çalışmaları izlenerek oluşturulan aşağıdaki modeller yardımıyla araştırılmıştır.

$$\text{Model 1: } \ln X_t = \theta_0 + \theta_1 \ln REER_t + \theta_2 \ln Y_t^w + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{Model 2: } \ln M_t = \varphi_0 + \varphi_1 \ln REER_t + \varphi_2 \ln Y_t^d + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\text{Model 3: } \ln BT_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln REER_t + \gamma_2 \ln Y_t^w + \gamma_3 \ln Y_t^d + \varepsilon_t \quad (13)$$

Model 1'in tahmini sonucundaki beklentimiz; reel efektif döviz kurundaki artışların ihracatı azaltacağı ($\theta_1 < 0$), ithalatı artıracığı ($\varphi_1 > 0$) ve dış ticaret dengesini olumsuz etkileyeceği ($\gamma_1 < 0$) yönündedir. Yurtdışı milli gelirdeki artışların ihracatı artırması ($\theta_2 > 0$) ve dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilemesi ($\gamma_2 > 0$) beklenirken, yurtiçi milli gelirdeki artışların ithalatı artırması ($\varphi_2 > 0$) ve Türkiye'nin dış ticaret dengesini bozması ($\gamma_3 < 0$) beklenmektedir. Uzun dönem analizi sonucunda ($\theta_1 + \varphi_1 > 1$) çıkması Marshall-Lerner koşulunun sağlandığını, Marshall-Lerner koşulu sağlanmak şartıyla, kısa dönem analizinde ($\gamma_1 < 0$) ve uzun dönem analizinde ($\gamma_1 > 0$) olması da J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğunu gösterecektir.

5.3. Yöntem

Bu çalışmada serilerin durağanlığı Vogelsang ve Perron (1998) yapısal kırılmalı birim kök testiyle, seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı Pesaran vd. (2001) Sınır Testi yaklaşımıyla sınanmış, uzun ve kısa dönem analizleri ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiş, uzun dönem analizindeki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003) prosedürüyle belirlenmiş, seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda ve Yamamoto (1995) yöntemiyle analiz edilmiştir.

5.4. Birim Kök Testi

Ekonometrik analizler, serilerin durağanlık seviyelerine oldukça duyarlıdır. Bu durum göz önünde bulundurulmadan yapılacak analizler, hatalı sonuçlar üretecektir (Tarı, 2012: 387). Durağan seriler, kendi ortalamaları etrafında dalgalanan, bir dönemde meydana gelen şokların etkilerinin belirli bir sürede

sönümlendiği serilerdir (Göçer, 2016: 246). Düzey değerlerinde durağan olan serilere $I(0)$, düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkı alındığında durağan hale gelen serilere ise $I(1)$ seri adı verilir (Tarı, 2012: 388). Bu çalışmada serilerin durağanlığı; Vogelsang ve Perron (1998) tarafından geliştirilmiş olan yapısal kırılmalı ADF birim kök testiyle incelenmiştir. Bu testin H_0 hipotezi; “*Seri durağan değildir*” biçimindedir. Bu çalışmada serilerin durağanlığı Vogelsang ve Perron (1998) testiyle incelenmiş ve bulgular Tablo 1’de, bu testlerde elde edilen yapısal kırılma grafikleri Ek 3’te sunulmuştur.

Tablo 1: Vogelsang ve Perron (1998) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Vogelsang ve Perron ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler			Yapısal Kırılma Tarihi	Karar
		%1	%5	%10		
<i>LnX</i>	-3.69	-5.71	-5.17	-4.89	2003:Q4	-
<i>LnM</i>	-3.65	-5.71	-5.17	-4.89	2003:Q4	-
<i>LnBT</i>	-6.26***	-5.71	-5.17	-4.89	2000:Q4	$I(0)$
<i>LnREER</i>	-4.27*	-4.94	-4.44	-4.19	2000:Q4	$I(0)$
<i>LnY^d</i>	-4.33	-5.71	-5.17	-4.89	2004:Q3	-
<i>LnY^w</i>	-3.54	-5.71	-5.17	-4.89	2005:Q2	-
ΔLnX	-5.70***	-4.94	-4.44	-4.19	2008:Q3	$I(1)$
ΔLnM	-6.35***	-4.94	-4.44	-4.19	2008:Q1	$I(1)$
<math>\Delta LnY^d</math>	-6.27***	-4.94	-4.44	-4.19	1994:Q2	$I(1)$
<math>\Delta LnY^w</math>	-4.55**	-4.94	-4.44	-4.19	2009:Q1	$I(1)$

Not: Optimum gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak tespit edilmiştir. Düzey değerlerinde sabitli ve trendli, birinci farklarında ise sabitli modeller kullanılarak testler gerçekleştirilmiştir. ***, %1, **, %5, *, %10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı göstermektedir. Δ : İlgili serinin birinci farkının alındığını ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak alınmıştır. Düzey değerinde durağan olan seriler için birinci farkta birim kök testi yapılmamıştır.

Tablo 1’deki bulgulara göre dış ticaret dengesi ve reel efektif döviz kuru serileri düzey değerlerinde durağan iken, diğer seriler düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Engle ve Granger (1987)’ye göre düzey değerlerinde durağan olmayan serilerle yapılacak analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilir. Böyle durumlarda seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığının test edilmesi gerekmektedir. Seriler eşbütünlüşme çıktıklarında, yapılacak analizler güvenilir olacaktır (Thome, 2014: 5). Bu testte elde edilen yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında 1994 yılı Türkiye’nin yaşadığı döviz krizini, 2000 yılı sabit kur rejiminin uygulandığı dönemi, 2003 yılı tek parti iktidarının başladığı ve ABD’nin Irak’a operasyon yaptığı (II. Körfez Savaşı) tarihi, 2004 yılı Türkiye’nin AB’ye adaylık sürecinin resmen başlatıldığı dönemi ve 2008-2009; küresel ekonomik krizin yaşandığı dönemleri göstermektedir.

5.5. Eşbütünlüşme Testi

Seriler farklı derecelerden durağan olduğunda eşbütünlüşme ilişkisi, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi ile incelenmektedir (Şimşek, 2016: 71-73). Bu testin H_0 hipotezi; “*Seriler eşbütünlüşme değildir*” biçimindedir. Bu testte hesaplanan F istatistiği, Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst sınır değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Elde edilen F istatistiği, üst kritik değerden büyük olduğunda serilerin eşbütünlüşme olduklarına karar verilmektedir (Pesaran, Shin ve Smith: 292). Eşbütünlüşme testinin yapılabilmesi için bu çalışmada kullanılan modeller:

$$\Delta \ln X_t = \theta_0 + \sum_{k=1}^m \theta_{1k} \Delta \ln X_{t-k} + \sum_{k=0}^n \theta_{2k} \Delta \ln REER_{t-k} + \sum_{k=0}^p \theta_{3k} \Delta \ln Y_{t-k}^w + \alpha_1 \ln X_{t-1} + \alpha_2 \ln REER_{t-1} + \alpha_3 \ln Y_{t-k}^w + e_t \quad (14)$$

$$\Delta \ln M_t = \varphi_0 + \sum_{k=1}^m \varphi_{1k} \Delta \ln M_{t-k} + \sum_{k=0}^n \varphi_{2k} \Delta \ln REER_{t-k} + \sum_{k=0}^p \varphi_{3k} \Delta \ln Y_{t-k}^d + \beta_1 \ln M_{t-1} + \beta_2 \ln REER_{t-1} + \beta_3 \ln Y_{t-k}^d + e_t \quad (15)$$

$$\Delta \ln BT_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^m \gamma_{1k} \Delta \ln BT_{t-k} + \sum_{k=0}^n \gamma_{2k} \Delta \ln REER_{t-k} + \sum_{k=0}^p \gamma_{3k} \Delta \ln Y_{t-k}^w + \sum_{k=0}^q \gamma_{4k} \Delta \ln Y_{t-k}^d + \delta_1 \ln BT_{t-1} + \delta_2 \ln REER_{t-1} + \delta_3 \ln Y_{t-k}^w + \delta_4 \ln Y_{t-k}^d + e_t \quad (16)$$

Burada m, n, p ve q optimum gecikme uzunlukları olup, bu çalışmada Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Sınır Testi, her bir model için ayrı ayrı yapılmış ve ulaşılan bulgular Tablo 2’de, bu sonuçlara ait ekran görüntüsü Ek 4’te sunulmuştur.

Tablo 2: Sınır Testi Sonuçları

	F-istatistiği	k	Sınır Testi Kritik Değerleri					
			Alt Sınır			Üst Sınır		
			10%	5%	1%	10%	5%	1%
Model 1	1.59	2	2.63	3.1	4.13	3.35	3.87	5
Model 2	0.99	2	2.63	3.1	4.13	3.35	3.87	5
Model 3	6.61 ***	3	2.37	2.79	3.65	3.2	3.67	4.66

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünlüğün var olduğunu ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak alınmıştır. k: İlgili modelde yer alan açıklayıcı değişken sayısıdır.

Tablo 2’deki bulgulara göre Model 1 ve Model 2’de yer alan seriler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur. Bu durumda, bu modellerde yer alan serilerin düzey değerleriyle yapılacak uzun dönem analizlerinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilir. Bu nedenle Model 1 ve Model 2 için uzun ve kısa dönem analizlerinin yapılamayacağına karar verilmiştir⁸. Model 3’te ise serilerin eşbütünlük oldukları görülmüş olup, bu model için uzun ve kısa dönem analizleri yapılabilir.

5.6. Uzun Dönem Analizi

Seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisinin Sınır Testi ile araştırıldığı durumlarda, uzun dönem analizleri ARDL yöntemiyle yapılmaktadır (Frimpong ve Oteng-Abayie, 2006: 7-9). Bu çalışmada Model 3 için kullanılacak uzun dönem analizi modeli:

$$\ln BT_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^m \gamma_{1k} \ln BT_{t-k} + \sum_{k=0}^n \gamma_{2k} \ln REER_{t-k} + \sum_{k=0}^p \gamma_{3k} \ln Y_{t-k}^w + \sum_{k=0}^q \gamma_{4k} \ln Y_{t-k}^d + \delta_1 \ln BT_{t-1} + \delta_2 \ln REER_{t-1} + \delta_3 \ln Y_{t-k}^w + \delta_4 \ln Y_{t-k}^d + e_t \quad (17)$$

Bu çalışmada analiz dönemi uzun olduğu ve bu dönemde Türkiye ekonomisini yakından etkileyen ekonomik krizler, politika değişimleri ve darbe girişimleri gibi olaylar yaşandığı için, uzun dönem

⁸ Burada akla kısa dönem analizinin için yapılamadığı sorusu gelebilir. Kısa dönem analizinde, uzun dönem analizinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli de açıklayıcı bir değişken olarak kullanılacağı için, güvenilir olmayan bir modelden elde edilen veriyle gerçekleştirilecek kısa dönem analizleri de güvenilir olmaz.

modelinde yer alan yapısal kırılma tarihlerinin belirlenmesi ve uzun dönem analizine dâhil edilmesi yararlı olacaktır. Bu amaçla çalışmada Model 3'te (Denklem 13'te) yer alan yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003) yöntemiyle tespit edilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 3'te, bu işleme ait ekran görüntüsü Ek 5'te sunulmuştur.

Tablo 3: Yapısal Kırılma Tarihleri

	Yapısal Kırılma Tarihleri
Model 3	1995:Q4; 1998:Q4; 2001:Q3; 2007:Q4; 2012:Q1

Tablo 3'te yer alan yapısal kırılma tarihlerinden 1995; 5 Nisan 1994'te Türkiye'de yaşanan ekonomik krizin ve 1995'te Meksika'da yaşanan ekonomik krizin etkilerini barındırmaktadır. 1998; 1997'de Güney Asya ülkelerinde, 1998'de Rusya'da yaşanan ekonomik krizlerin etkilerini, 2001; Şubat 2001'de Türkiye'de yaşanan bankacılık ve döviz krizlerinin etkilerini, 2007; 2008 yılında ABD'de başlayıp bütün dünyayı etkisi altına alan küresel ekonomik krizinin öncü belirtilerini, 2012 yılı ise küresel kriz sonrasında Türkiye'de uygulanan genişletici para ve maliye politikalarının sona erdirilmesi ve makro ihtiyati politikaların uygulanmaya başlamasının ve Avrupa ülkelerinde devam eden durgunluğun etkilerini barındırmaktadır. Bu yapısal kırılma tarihleri, kukla değişkenlerle uzun ve kısa dönem analizlerine dâhil edilmiştir. Çalışmada uzun dönem analizi ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 4'te, bu analize ait ekran görüntüsü Ek 6'da sunulmuştur.

Tablo 4: Uzun Dönem Analizi

<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t istatistiği</i>	<i>Olasılık Değeri</i>
<i>LnREER</i>	-0.11	-0.54	0.59
<i>LnY^w</i>	0.47*	1.66	0.09
<i>LnY^d</i>	-0.16	-1.34	0.18
<i>K₁₉₉₅</i>	-0.18	-1.01	0.31
<i>K₁₉₉₈</i>	-0.19	-1.26	0.20
<i>K₂₀₀₁</i>	0.15	0.77	0.44
<i>K₂₀₀₇</i>	0.12	1.06	0.28
<i>K₂₀₁₂</i>	0.09	0.75	0.44
Sabit Terim	0.94	0.39	0.69
<i>R² = 0.82</i>	<i>R² = 0.75</i>	<i>F = 11.58 (0.00)</i>	<i>DW = 1.98</i>

Not: *, %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Modelin açıklayıcılık gücü (R^2 1'e yakın) yüksek, bağımsız değişkenler, bağımlı değişkeni topluca anlamlı düzeyde açıklamakta (F testine ait olasılık değeri 0.05'ten küçük) ve modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır (DW 2 civarında). Bu durumda tahmin sonuçları güvenilirdir.

Tablo 4'teki bulgulara bakıldığında; reel efektif döviz kurunun ve yurtiçi milli gelir düzeyinin Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri, teorik beklentilerle uyumlu olarak negatif, ancak istatistiksel olarak anlamsızdır. Dünya milli gelirinin etkisi, teorik beklentilerle uyumlu olarak pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre; dünya milli gelirinde yaşanan %1'lik artış, Türkiye'nin dış ticaret dengesini %0.47 oranında iyileştirecektir. Bu da Türkiye'nin dış ticaret dengesinin, REER ve yurtiçi GSYH haricindeki iç ve dış faktörlere bağlı olarak şekillendiğini göstermektedir. Yaşanan iç ve dış ekonomik şokların Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerinde uzun dönemli bir etkisinin olmadığı görülmektedir.

5.7. Kısa Dönem Analizi

Kısa dönem analizi de ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Bu amaçla Model 3 için kullanılan kısa dönem analizi modeli aşağıda yer almaktadır:

$$\Delta \ln BT_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^m \gamma_{1k} \Delta \ln BT_{t-k} + \sum_{k=0}^m \gamma_{2k} \Delta \ln REER_{t-k} + \sum_{k=0}^p \gamma_{3k} \Delta \ln Y_{t-k}^w + \sum_{k=0}^q \gamma_{4k} \Delta \ln Y_{t-k}^d + \gamma_5 ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (18)$$

Burada ECT_t ; hata düzeltme terimi (Error Correction Term) olup, analiz sonucunda bu terimin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması, modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını ve yapılan analizlerin güvenilir olduğunu gösterecektir (Tarı, 2012: 433). ECT 'nin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması aynı zamanda; bağımsız değişkenlerden, bağımlı değişkene doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisinin varlığını da ortaya koyacaktır (Dufour, Pelletier ve Renault, 2006: 338-343). Çalışmada kısa dönem analizi yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 5'te, bu analize ait ekran görüntüsü Ek 7'de sunulmuştur.

Tablo 5: Kısa Dönem Analizi

Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri
$\Delta \ln BT_{t-1}$	0.19**	2.05	0.04
$\Delta \ln BT_{t-2}$	0.05	6.02	0.53
$\Delta \ln BT_{t-3}$	-0.07	-0.76	0.44
$\Delta \ln BT_{t-4}$	0.23**	2.59	0.01
$\Delta \ln REER_t$	-0.09	-0.84	0.40
$\Delta \ln Y_t^w$	-0.24***	-3.02	0.00
$\Delta \ln Y_{t-1}^w$	-0.15**	-2.03	0.04
$\Delta \ln Y_{t-2}^w$	-0.01	-0.24	0.80
$\Delta \ln Y_{t-3}^w$	-0.12	-1.57	0.11
$\Delta \ln Y_t^d$	0.22***	2.90	0.00
$\Delta \ln Y_{t-1}^d$	-1.95	-1.46	0.14
$\Delta \ln Y_{t-2}^d$	6.07***	3.03	0.00
$\Delta \ln Y_{t-3}^d$	-1.17	-0.52	0.60
$\Delta \ln Y_{t-4}^d$	-4.27**	-2.09	0.03
$\Delta K_{1995,t}$	-0.03	-0.77	0.44
$\Delta K_{1995,t-1}$	0.16***	3.50	0.00
$\Delta K_{1998,t}$	-0.02	-0.47	0.63
$\Delta K_{1998,t-1}$	0.10**	2.44	0.01
$\Delta K_{1998,t-2}$	0.02	0.51	0.60
$\Delta K_{1998,t-3}$	0.08*	1.96	0.05
$\Delta K_{1998,t-4}$	0.14***	2.89	0.00
$\Delta K_{2001,t}$	0.13***	2.92	0.00
$\Delta K_{2001,t-1}$	0.04	0.79	0.43
$\Delta K_{2001,t-2}$	-0.13***	-3.01	0.00
$\Delta K_{2007,t}$	0.03	0.72	0.46
$\Delta K_{2012,t}$	0.05	1.23	0.22
ECT_{t-1}	-0.34***	-5.11	0.00

$R^2 = 0.82$	$\bar{R}^2 = 0.75$	$F = 11.58 (0.00)$	$DW = 1.98$
--------------	--------------------	--------------------	-------------

Not: ***, ** ve *; sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Yine modelin açıklayıcılık gücü (R^2 1'e yakın) yüksek, bağımsız değişkenler, bağımlı değişkeni topluca anlamlı düzeyde açıklamakta (F testine ait olasılık değeri 0.05'ten küçük) ve modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır (DW 2 civarında). Bu durumda tahmin sonuçları güvenilirdir.

Tablo 5'teki bulgulara göre; Türkiye'nin dış ticaret dengesini, geçmiş dönemlerin dış ticaret dengesi verileri önemli ölçüde etkilemektedir. Bu durum, hem dış ticarete yapısal bir durumun olduğunu, hem de dış ticaret anlaşmalarının uzun vadeli anlaşmalar olduğunu göstermektedir. Reel efektif döviz kurundaki artışlar kısa dönemde de dış ticaret dengesini negatif ve istatistiksel olarak anlamsız biçimde etkilemektedir. Türkiye'nin dış ticaret dengesini, diğer ülkelerdeki milli gelir artışlarının negatif, yurtiçi milli gelirdeki artışların pozitif etkilediği tespit edilmiş olup, bu sonuçlar iktisat teorisinin zıddıdır. Sadece yurtiçi milli gelirdeki artışlar, 4 dönem gecikmeli olarak dış ticaret dengesini iktisat teorisine uyumlu biçimde negatif etkilemiştir. Yapısal değişimlerin (ekonomik krizlerin) Türkiye'nin dış ticaret dengesini kısa dönemde etkilediği görülmektedir. ECT 'nin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı olduğu için, modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Bu da yapılan tahminlerin güvenilir olduğunu göstermektedir. Yine ECT 'nin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmasından hareketle; reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir düzeyi ve dünya milli gelir düzeyinden Türkiye'nin dış ticaret dengesine doğru tek yönlü bir uzun dönem nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebilir.

5.8. Nedensellik Analizi

Seriler farklı düzeylerde durağan olduğu için kısa dönem nedensellik analizinin Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen yöntemle yapılması gerekmektedir (Toda ve Yamamoto, 1995). Toda - Yamamoto nedensellik testinin ilk aşamasında; optimum gecikme uzunluğu (p) belirlenmekte, ikinci aşamada; p gecikme uzunluğuna, serilerin en yüksek bütünleşme derecesi (d_{max}) eklenmektedir. Üçüncü aşamada; ($p+d_{max}$) gecikme uzunluğuna sahip aşağıdaki modeller tahmin edilmektedir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Bu modeller X ve Y şeklinde iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitine yönelik olarak oluşturulmuş temsili modellerdir. Bu modeller tahmin edildikten sonra d_{max} 'tan gelen katsayılar kısıt uygulanmakta ve bir Wald testi yapılmaktadır. Denklem (19) için testin H_0 hipotezi; " X 'ten Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur" şeklindedir (Göçer ve Hepkarşı, 2013: 70). Çalışmada Toda ve Yamamoto nedensellik testi yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 6'da, optimum gecikme uzunluğu belirleme işlemi sonuçları Ek 8'de, bu analize ilişkin ters karakteristik kökler grafiği Ek 9'da, nedensellik testine ait ekran görüntüsü Ek 10'da sunulmuştur.

Tablo 6: Nedensellik Testi Sonuçları

	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\ln REER \Rightarrow \ln BT$	20.65***	0.00
$\ln Y^w \Rightarrow \ln BT$	23.01***	0.00
$\ln Y^d \Rightarrow \ln BT$	3.73	0.71
$\ln REER \Rightarrow \ln X$	12.13*	0.05
$\ln Y^w \Rightarrow \ln X$	13.46**	0.03

$\ln REER \Rightarrow \ln M$	4.67	0.58
$\ln Y^d \Rightarrow \ln M$	15.51**	0.01
$\ln X \Rightarrow \ln M$	5.94	0.42
$\ln M \Rightarrow \ln X$	9.04	0.17
$p = 5$	$d_{max} = 1$	$p + d_{max} = 6$
$\chi^2_{LM}(5) = 0.84$		$\chi^2_{joint}(6) = 0.36$

Not: \Rightarrow ; Birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. $\chi^2_{LM}(5)$; 6 gecikmeli VAR modeli için yapılmış otokorelasyon testini, $\chi^2_{joint}(6)$ da gecikmeli VAR modeli için yapılmış değişen varyans testi sonucunu göstermektedir.

Tablo 6'daki bulgulara göre; reel efektif döviz kuru ve dünya milli gelirinden dış ticaret dengesine, reel efektif döviz kurundan ihracata ve yurtiçi milli gelirden ithalata doğru tek yönlü kısa dönemli nedensellik ilişkileri vardır. Yurtiçi milli gelirden dış ticaret dengesine, reel efektif döviz kurundan ithalata ve ihracata ithalat arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

6. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir düzeyi ve dünya milli gelir düzeyinin, Türkiye'nin ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri, 1989:Q1-2018:Q1 dönemi için 3 farklı ekonometrik model yardımıyla, yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Serilerin durağanlığı Vogelsang ve Perron (1998) yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiş, dış ticaret dengesi ve reel efektif döviz kurunun I(0), diğer serilerin I(1) oldukları görülmüştür. Bu durumda seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yaklaşımıyla sınanmış, Model 1'deki ihracat ve Model 2'deki ithalat fonksiyonlarında yer alan serilerin eşbütünlük olmadıkları, sadece Model 3'te yer alan dış ticaret dengesi fonksiyonundaki serilerin eşbütünlük oldukları görülmüştür. Bu nedenle Model 1 ve Model 2 için uzun ve kısa dönem analizlerini gerçekleştirilemezken, Model 3 için uzun ve kısa dönem analizleri ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Model 1 ve Model 2'ye ait sonuçlar, literatürde yer alan Karagöz ve Doğan (2005); Yamak ve Korkmaz (2005) çalışmalarıyla uyumludur. Model 3'teki yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003) prosedürüyle belirlenmiş, uzun ve kısa dönem analizlerine kukla değişkenlerle dâhil edilmiştir.

Uzun dönem analizinde; reel efektif döviz kurunun ve yurtiçi milli gelir düzeyinin Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin, teorik beklentilerle uyumlu olarak negatif, ancak istatistiksel olarak anlamsız olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar literatürde yer alan Kızıldere, Kabadayı ve Emsen (2014) ve Uslu (2018) çalışmalarıyla uyumludur. Dünya milli gelirinin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi ise teorik beklentilerle uyumlu olarak pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Buna göre; dünya milli gelirinde yaşanan %1'lik artış, Türkiye'nin dış ticaret dengesini %0.47 oranında iyileştirmektedir. Bu da Türkiye'nin dış ticaret dengesinin, REER ve yurtiçi GSYH haricindeki iç ve dış faktörlere bağlı olarak şekillendiğini göstermektedir. Kukla değişkenlerin katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız çıkması; yaşanan iç ve dış ekonomik şokların Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerinde uzun dönemli bir etkisinin olmadığını göstermektedir.

Kısa dönem analizinde; Türkiye'nin dış ticaret dengesini, geçmiş dönemlerin dış ticaret dengesi verilerinin önemli ölçüde etkilediği görülmüş olup, bu durum, hem dış ticarete yapısal bir durum olduğunu, hem de dış ticaret anlaşmalarının uzun vadeli anlaşmalar olduğunu göstermektedir. Reel efektif döviz kurundaki artışlar kısa dönemde de dış ticaret dengesini negatif ve istatistiksel olarak anlamsız biçimde etkilemiştir. Türkiye'nin dış ticaret dengesini, diğer ülkelerdeki milli gelir artışlarının negatif, yurtiçi milli gelirdeki artışların pozitif etkilediği tespit edilmiş olup, bu sonuçlar iktisat teorisine terstir. Sadece yurtiçi milli gelirdeki artışlar, 4 dönem gecikmeli olarak dış ticaret dengesini iktisat teorisiyle uyumlu biçimde negatif etkilemiştir. Ekonomik krizlerin, Türkiye'nin dış ticaret dengesini kısa dönemde etkilediği görülmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş olup, bu durum, modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını ve yapılan tahminlerin

güvenilir olduğunu göstermektedir. Yine hata düzeltme teriminin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmasından hareketle; reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir düzeyi ve dünya milli gelir düzeyinden Türkiye’nin dış ticaret dengesine doğru tek yönlü bir uzun dönem nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir.

Model 1 ve Model 2 tahmin edilemediği için esneklik katsayıları belirlenememiş ve ilgili dönemde Türkiye’de Marshall-Lerner Koşulunun sağlanıp sağlanmadığı konusunda kesin bir yargıya ulaşılamamıştır. Model 3’te REER’e ait katsayı kısa dönemde de uzun dönemde de istatistiksel olarak anlamlı çıkmadığı için J Eğrisi Hipotezinin geçerliliğine ilişkin herhangi bir kanıt da elde edilememiştir.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda ve Yamamoto (1995) yöntemiyle analiz edilmiş ve reel efektif döviz kuru ve dünya milli gelirinden, dış ticaret dengesine, reel efektif döviz kurundan ihracata ve yurtiçi milli gelirden ithalata doğru tek yönlü kısa dönemli nedensellik ilişkileri belirlenmiştir. Testin bu aşamasında elde edilen bulgular literatürde yer alan Karaçor ve Gerçeker (2012) çalışmasıyla uyumludur. Yurtiçi milli gelirden dış ticaret dengesine, reel efektif döviz kurundan ithalata ve ihracatla ithalat arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Çalışmadan elde edilen bulgulara dayanarak; Türkiye’nin dış ticaretinin ve dış ticaret dengesinin, reel kur ve milli gelirden kurdan çok, ülke içindeki ve dünyadaki konjonktür dalgalanmalarından ve bu analize dahil edilmeyen diğer faktörlerden etkilendiği değerlendirilmektedir. Bu nedenle, Türkiye’nin dış ticaretini açıklamaya yönelik gerçekleştirilecek sonraki çalışmalarda; reel döviz kuru ve milli gelir haricindeki faktörlerin de analizlere katılmasının yararlı olabileceği değerlendirilmektedir.

KAYNAKÇA

- Akbaş, Y. E. ve Şentürk, M. (2013). Türkiye’nin ithalat ve ihracat bağımlılığı: seçilmiş ülke örnekleri üzerine ampirik bir uygulama. *Ege Akademik Bakış*, 13(2), 195-2008.
- Akosah, N. K. ve Omane-Adjepong, M. (2017). Exchange rate and external trade flows: empirical evidence of J-curve effect in Ghana. *Munich Personal RePEc Archive*, No: 86640.
- Arslan, C. (2015). Döviz kuru riski ve yönetimi. Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Badinger, H. ve Clairfontaine, A. F. (2018). Trade balance dynamics and exchange rates: in search of the J-curve using a structural gravity approach. <https://epub.wu.ac.at/5971/1/wp256.pdf>, [Erişim Tarihi: 07.09.2018].
- Bai, J. and Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 6, 72–78.
- Baldemir, E. ve Keskiner, A. (2004). Devalüasyon, para, reel gelir değişkenlerinin dış ticaret üzerine etkisinin panel data yöntemiyle Türkiye için incelenmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6(4), 44-59.
- Caporale, G. M., Gil-Alana, L. A. ve Mudida, R. (2014). Testing the Marshall-Lerner condition in Kenya. *South African Journal of Economics*, 83(2), 1-26.
- Davidson, P. (2009). *The Keynes solution: the path to global economic prosperity*. New York: Palgrave Macmillan.
- Değer, O., Demir, M. (2015). Reel efektif döviz kuru ve dış ticaret hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 52(604), 7-21.

- Doğan, Z. ve Kurt, Ü. (2016). Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru ve ithalat ilişkisi. *The Journal of Academic Social Science Studies*, 45, 327-336.
- Dufour, J. M., Pelletier, D. and Renault, E. (2006). Short run and long run causality in time series: inference. *Journal of Econometrics*, 132, 337-362.
- Eğilmez, M. (2012). Reel efektif döviz kuru endeksi nedir? Kendime Yazılar (18.11.2012). <http://www.mahfiyegilmez.com/2012/11/reel-efektif-doviz-kuru-endeksi-nedir.html>, [Erişim Tarihi: 02.09.2018].
- Eita, J. H. (2013). Estimation of the Marshall-Lerner condition for Namibia. *International Business & Economics Research Journal*, 12(5), 511-518.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- EVDS (2018a). GSYİH-harcama yöntemiyle-cari fiyatlarla (TÜİK) (Bin TL) (Üç Aylık); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018b). GSMH ve GSYİH-cari fiyatlarla (TÜİK)(Bin TL)(Arşiv)(Üç Aylık); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/archiveMarket/>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018c). Fiyat endeksi (Toptan Eşya) (1968=100) (İTO) (Aylık); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018d). Fiyat endeksi (Tüketici) (2003=100) (TÜİK) (Aylık); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018e). Kurlar-reel efektif döviz kuru endeksleri (1995=100)(TCMB)(Arşiv)(Aylık), <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/archiveMarket/>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018f). Kurlar-reel efektif döviz kuru - TÜFE bazlı (2003=100)(Aylık); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018g). Dış ticaret geniş ekonomik kategorileri sınıflamasına göre (BEC) (Milyon ABD Doları) (TÜİK) (Aylık); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- EVDS (2018h). Kurlar, döviz, kurları, günlük, (TL, dönüşümü, yapılmış); <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- Frimpong, J. and Oteng-Abayie, E. F. (2006). Bounds testing approach: an examination of foreign direct investment, trade, and growth relationships., MPRA Paper No. 352.
- Göçer, İ., Elmas, B. (2013). Genişletilmiş Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde reel döviz kuru değişimlerinin Türkiye'nin dış ticaret performansına etkileri: çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analizi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 7(1), 137-157.
- Göçer, İ ve Hepkarşı, N. (2013). İhracat - büyüme ilişkisi: yapısal kırılmalı bir analiz. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 1(4), 57-86.
- Göçer, İ. (2016). *Ekonometri*. Lider Yayınları, İzmir.
- Hepaktan, E., Çınar, S. ve Dündar, Ö. (2011). Türkiye'de uygulanan döviz kuru sistemlerinin dış ticaret ile ilişkisi. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 3(5), 62-82.

- Karaçor, Z ve Gerçekler, M. (2012). Reel döviz kuru ve dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği (2003-2010). *Selçuk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 12(23), 289-312.
- Karagöz, M. ve Doğan, Ç. (2005). Döviz kuru dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 219-228.
- Karaş, G. ve Karaş, E. (2017). Reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki ilişki: Türkiye özelinde ekonometrik bir değerlendirme. *Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Özel Sayı, 27-46.
- Kızıldere, C., Kabadayı, B. ve Emsen, Ö. S. (2014). Dış ticaretin döviz kuru değişimlerine duyarlılığı: Türkiye üzerine bir inceleme. *International Journal of Economic and Administrative Studies*, 6(12), 39-54.
- Kuck, A. (2011). The benefits of free trade: addressing key myths. https://www.mercatus.org/system/files/Benefits-of-Free-Trade_EP_110513.pdf, [Erişim Tarihi: 08.09.2018].
- Kundak, S. ve Aydoğuş, İ. (2018). Türkiye’de imalat sanayinin ithalata bağımlılığının analizi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 17(1), 252-266.
- Küçükkiremitçi, O., Karaca, M. E. ve Eşiyok, B. A. (2010). Türkiye’nin ihracatında öne çıkan sektörlerde temel pazar ülkeler, rakipler ve rekabet gücü. Türkiye Kalkınma Bankası, GA/01-01-10.
- Lerner, A. P. (1944). *The Economics of Control*. New York, Macmillan.
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass through and devaluation. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 303–25.
- Mankiw, N. G. (2010). *Makroekonomi*. (Çev. Editörü: Ö. Faruk Çolak), Efil Yayınevi, Ankara.
- Marshall, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*. Macmillan, London.
- Memarian, E. ve Shanei, M. G. (2016). Testing the Marshall Lerner condition bilateral trade balance between Iran and China. *International Academic Institute for Science and Technology*, 3(2), 13-23.
- NTV (2018). ABD, Çin'e ek gümrük vergisi uygulamaya başladı. (06.07.2018). <https://www.ntv.com.tr/ekonomi/abd-cine-ek-gumruk-vergisi-uygulamaya-basladi,oUH9AsqTMECEO1dysEyMtg>, [Erişim Tarihi: 04.09.2018].
- Özbek, O. (2008). Ekonomik kriz belirtisi olarak cari açık - büyüme ilişkisi. http://www.izto.org.tr/portals/0/iztogenel/dokumanlar/ekonomik_kriz_belirtisi_olarak_cari_acik_buyume_o_ozbek_26.04.2012%2021-22-51.pdf, [Erişim Tarihi: 08.09.2018].
- Özmen, E. (2014). Reel döviz kuru ve Türkiye dış ticaret dinamikleri. *ERC Working Papers in Economics* 14/12.
- Peker, O. (2008). Reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri: Türkiye örneği. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2), 33-43.

- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 226-339.
- Rose, A. K. and Yellen, J. (1989). Is there a J-curve? *Journal of Monetary Economics*, 24(1), 53-68.
- Sadok, H. (2018). The Effect of Exchange Rates on Trade Balance: An Empirical Study of Morocco. *Journal of Business and Economics Review*, 3(1), 1-10.
- Soygüzel, H. (2017). 1994 Türkiye ekonomik krizi ve 5 Nisan kararları. <http://www.ilimvemedenyet.com/1994-turkiye-ekonomik-krizi-ve-5-nisan-kararlari.html>, [Erişim Tarihi: 08.09.2018].
- Şimşek, T. (2016). Türkiye’de enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ARDL sınır testi ile incelenmesi. *Journal of International Management, Educational and Economics Perspectives*, 4(1), 69–78.
- Tarı, R. (2012). *Ekonometri*. (8. Baskı). Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- TCMB (2018). Reel efektif döviz kuru endeksleri’ne ilişkin yönetsel açıklama. http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513/REER_Metaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513-m5GUjN5, [Erişim Tarihi: 15.08. 2018].
- Thome, H. (2014). Cointegration and error correction modelling in time-series analysis: a brief Introduction. *IJCV*, 8(2), 1-9.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Urata, S. and Okabe, M. (2007). The impacts of free trade agreements on trade flows: an application of the gravity model approach. *RIETI Discussion Paper Series, N: 07-E -052*.
- Uslu, H. (2018). Marshall - Lerner koşulu ve J eğrisi hipotezinin geçerliliği: farklı gelir gurubu ülkeleri için karşılaştırmalı bir analiz. *International Journal of Academic Value Studies*, 4(20), 550-561.
- Vogelsang, T.J. and Perron, P. (1998). Additional test for unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 39, 1073–1100.
- World Bank (2018a). GDP (constant 2010 US\$). <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD>. [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- World Bank (2018b). Merchandise exports (current US\$). <https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.MRCH.CD.WT?view=chart>. [Erişim Tarihi: 07.09.2018].
- World Bank (2018c). Merchandise imports (current US\$). <https://data.worldbank.org/indicator/TM.VAL.MRCH.CD.WT?view=chart>. [Erişim Tarihi: 06.09.2018].
- Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2005). Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *Ekonometri ve İstatistik*, 2, 11-29.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, S. (2009). *Makroekonomi*. (8. Baskı). Seçkin Yayınevi, Ankara.

EKLER

Ek 1: Veri Setine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>LnXSA</i>	<i>LnMSA</i>	<i>LnBTSA</i>	<i>LnREERSA</i>	<i>LnYDSA</i>	<i>LnYFSA</i>
<i>Ortalama</i>	2.517	2.969	4.152	4.547	4.618	9.515
<i>Medyan</i>	2.480	2.907	4.156	4.536	4.426	9.507
<i>En Büyük</i>	3.762	4.252	4.528	4.836	5.524	9.917
<i>En Küçük</i>	0.958	1.237	3.830	4.151	3.385	9.114
<i>Standart Sapma</i>	0.929	0.918	0.120	0.161	0.617	0.243
<i>Çarpıklık</i>	-0.095	-0.133	0.023	-0.250	0.082	-0.031
<i>Basıklık</i>	1.492	1.580	3.558	2.315	1.478	1.686
<i>Jarque-Bera Normallik Testi Olasılık Değeri</i>	0.004	0.006	0.465	0.173	0.003	0.015
<i>Toplam</i>	294.466	347.417	485.837	532.023	540.326	1113.228
<i>Standart Sapmaların Kareleri Toplamı</i>	100.041	97.777	1.682	2.989	44.148	6.872
<i>Gözlem Sayısı</i>	117	117	117	117	117	117

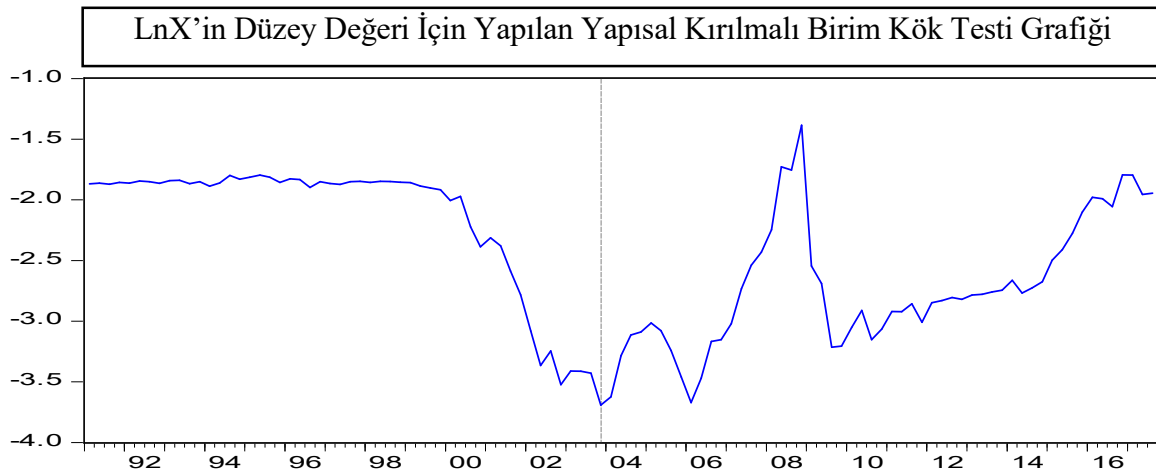
Not: Değişken isimlerinin sonundaki SA: Seasonal Adjusted; Mevsim Etkilerinden Arındırılmış anlamına gelmektedir.

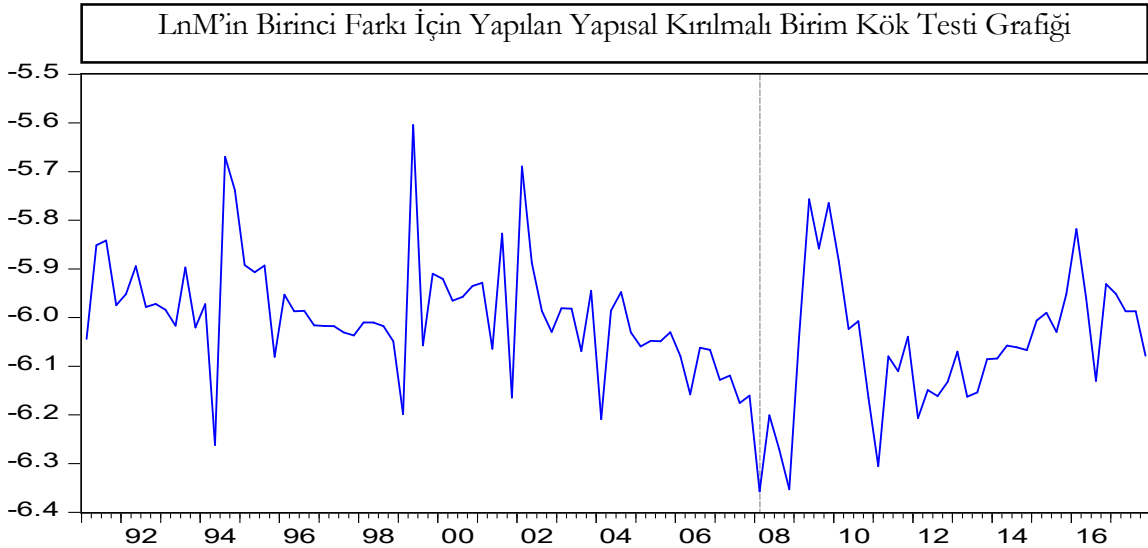
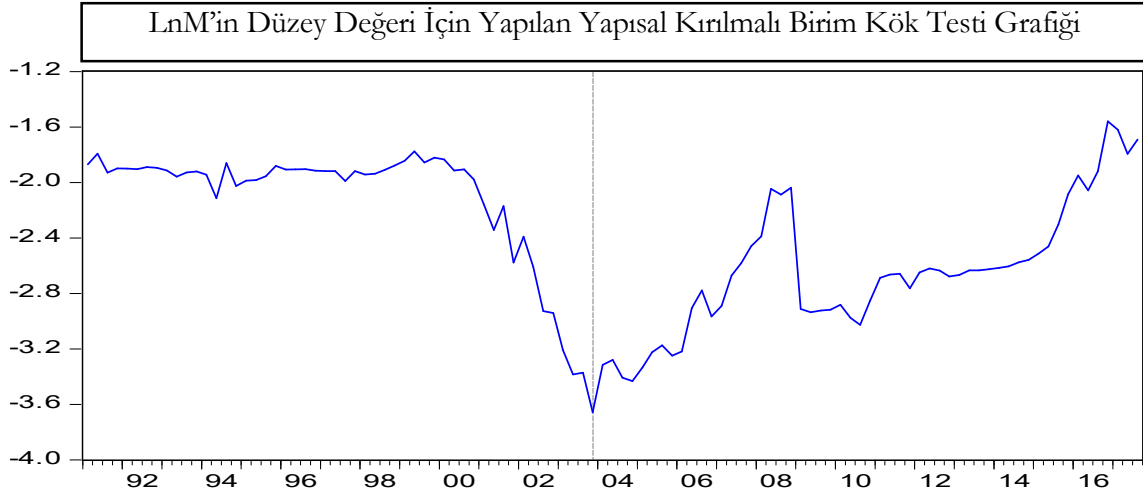
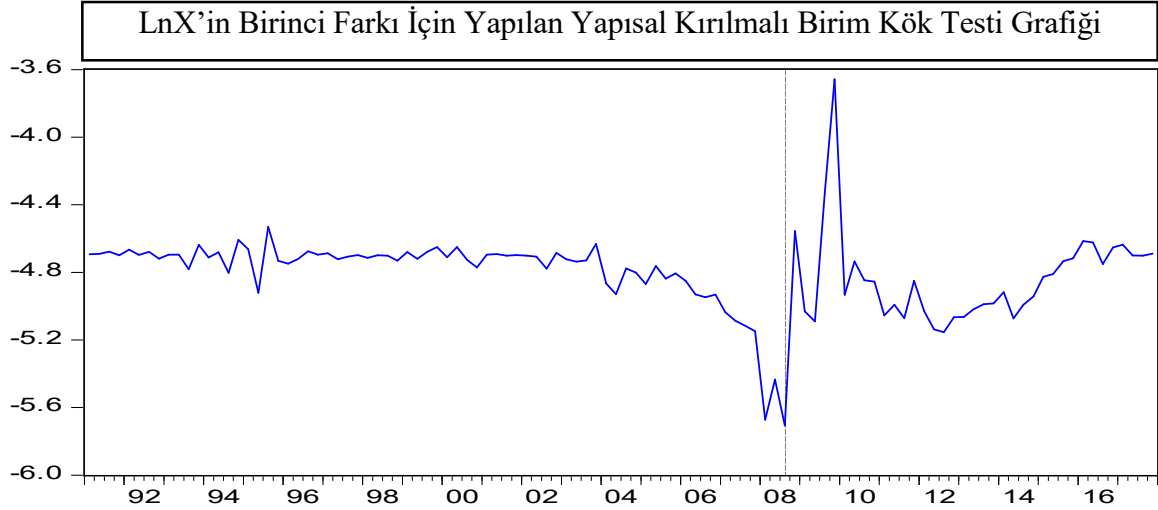
Ek 2: Değişkenler Arasındaki Korelasyon Matrisi

	<i>LnXSA</i>	<i>LnMSA</i>	<i>LnBTSA</i>	<i>LnREERSA</i>	<i>LnYDSA</i>	<i>LnYFSA</i>
<i>LnXSA</i>	1	0.99	0.15	0.72	0.96	0.98
<i>LnMSA</i>	0.99	1	0.02	0.74	0.97	0.97
<i>LnBTSA</i>	0.15	0.02	1	-0.12	0.01	0.16
<i>LnREERSA</i>	0.72	0.74	-0.12	1	0.73	0.67
<i>LnYDSA</i>	0.96	0.97	0.01	0.73	1	0.94
<i>LnYFSA</i>	0.98	0.97	0.16	0.67	0.94	1

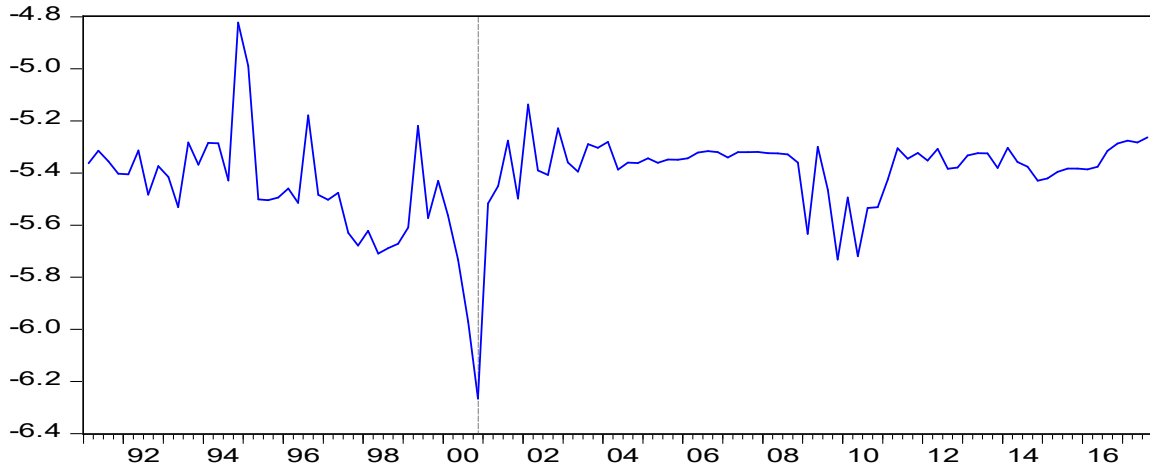
NOT: Bu tabloda REER, Yd ve Yf in bağımlı değişkenler olan X, M ve BT ile yüksek bir ilişki içinde oldukları görülmektedir.

Ek 3: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi grafikleri

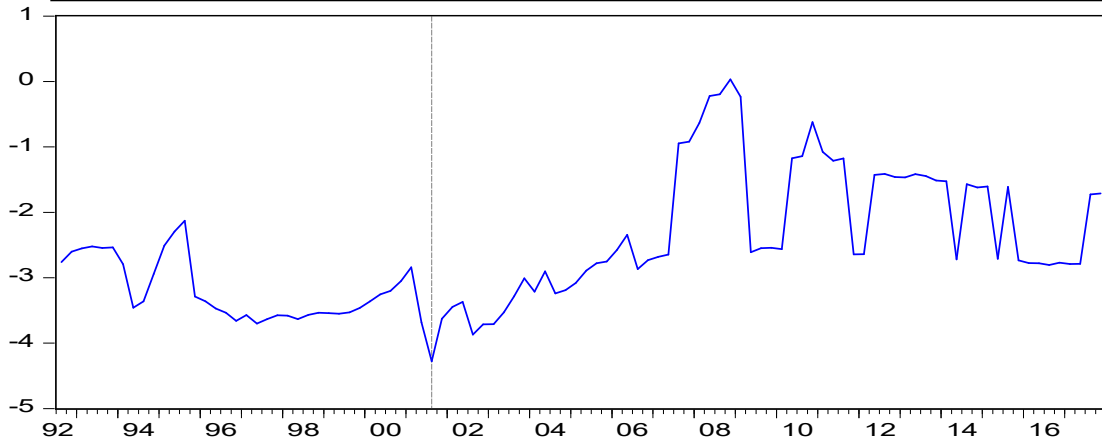




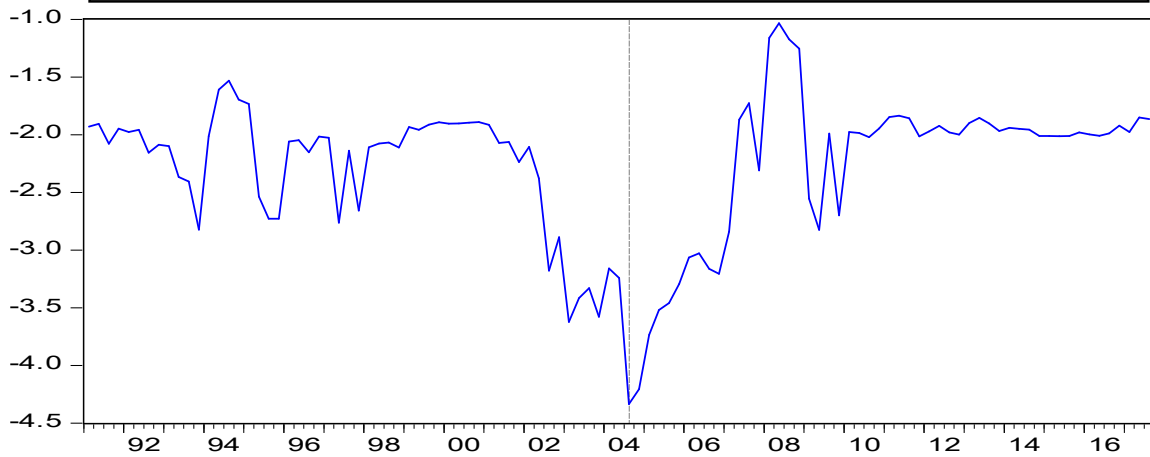
LnBT'nin Düzey Değeri İçin Yapılan Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Grafiği

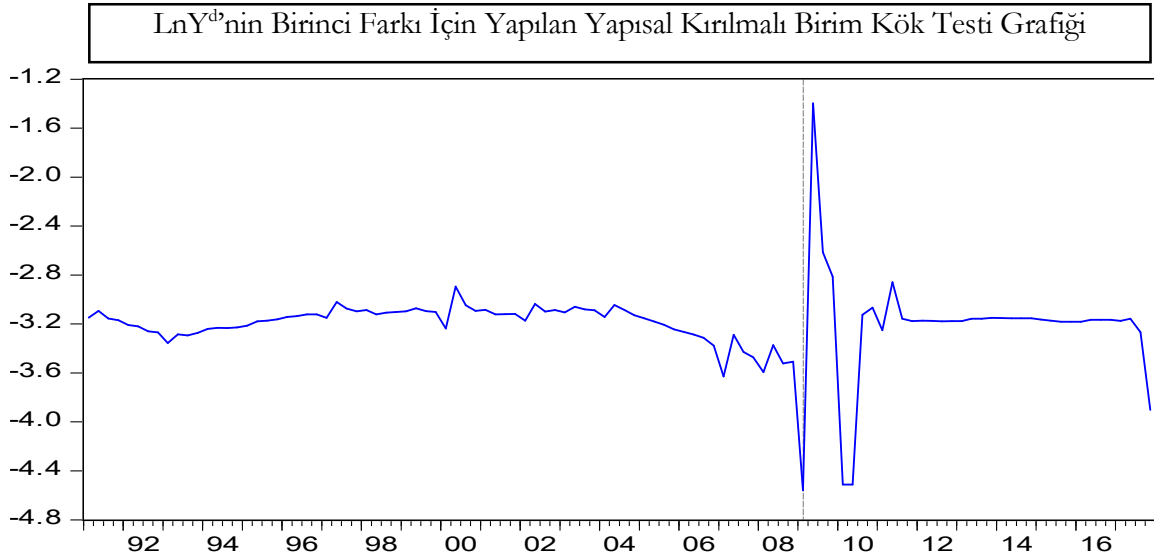
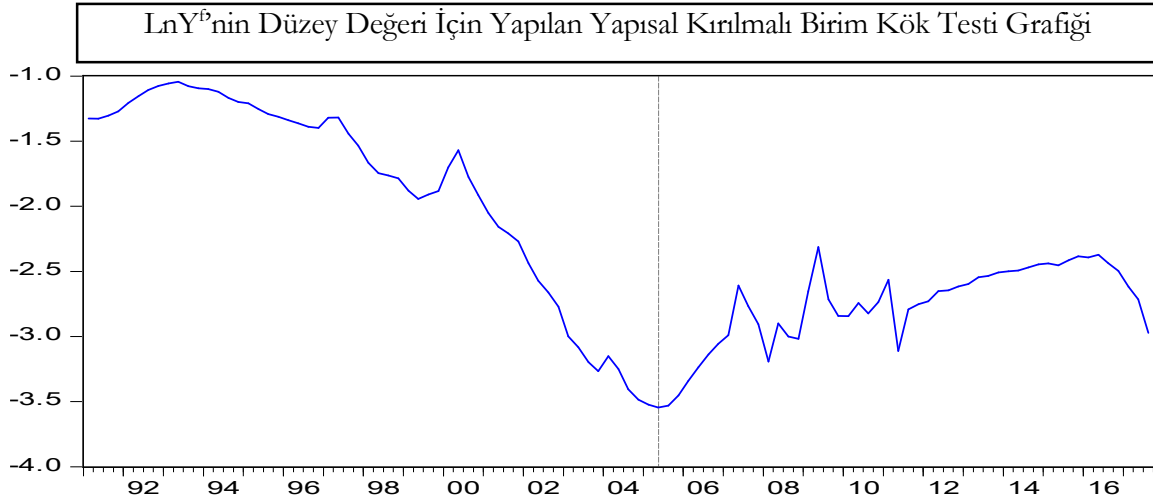


LnREER'in Düzey Değeri İçin Yapılan Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Grafiği



LnY^d'nin Düzey Değeri İçin Yapılan Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Grafiği





Ek 4: Eşbütünleşme Testi Sonucu

ARDL Bounds Test		
Date: 09/08/18 Time: 20:10		
Sample: 1990Q2 2018Q1		
Included observations: 112		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
<hr/>		
Test Statistic	Value	k
<hr/>		
F-statistic	6.611563	3
<hr/>		
Critical Value Bounds		
<hr/>		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
<hr/>		
10%	2.37	3.2
5%	2.79	3.67
2.5%	3.15	4.08
1%	3.65	4.66
<hr/>		

Ek 5: Yapısal Kırılma Tarihleri Belirleme İşlemi Sonuçları

Multiple breakpoint tests				
Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks				
Date: 09/08/18 Time: 13:37				
Sample: 1989Q1 2018Q1				
Included observations: 117				
Breaking variables: LNREERSA LNYDSA LNYFSA C				
Break test options: Trimming 0.10, Max. breaks 5, Sig. level 0.10				
<hr/>				
Sequential F-statistic determined breaks:	5			
Significant F-statistic largest breaks:	5			
UDmax determined breaks:	1			
WDmax determined breaks:	5			
<hr/>				
Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
<hr/>				
1 *	19.91491	79.65963	79.65963	14.81
2 *	17.42272	69.69087	76.11518	13.56
3 *	15.45940	61.83760	74.09505	12.36
4 *	14.59960	58.39841	75.66758	11.43
5 *	15.30787	61.23146	85.47013	10.61
<hr/>				
UDMax statistic*	79.65963	UDMax critical value**	15.23	
WDMax statistic*	85.47013	WDMax critical value**	16.27	
<hr/>				
* Significant at the 0.10 level.				
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.				
Estimated break dates:				
1: 2001Q1				
2: 1998Q3, 2001Q3				
3: 1995Q4, 1998Q4, 2001Q3				
4: 1995Q4, 1998Q4, 2001Q3, 2010Q3				
5: 1995Q4, 1998Q4, 2001Q3, 2007Q4, 2012Q1				
<hr/>				

Not: Bu tabloda ağırlıklandırılmış F istatistiği temel alınarak, ideal kırılma sayısının 5 olduğuna karar verilmiştir.

Ek 6: Uzun Dönem Analizi Ekran Görüntüsü

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNREERSA	-0.117814	0.217755	-0.541040	0.5900
LNYSA	-0.169946	0.125891	-1.349943	0.1809
LNYSFA	0.479359	0.287918	1.664918	0.0999
K1995	-0.185043	0.182363	-1.014698	0.3133
K1998	-0.191572	0.151480	-1.264665	0.2097
K2001	0.153862	0.199590	0.770887	0.4431
K2007	0.120091	0.112518	1.067305	0.2891
K2012	0.092457	0.121700	0.759709	0.4497
C	0.946312	2.390047	0.395939	0.6932

Ek 7: Kısa Dönem Analizi Ekran Görüntüsü

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBTSA(-1))	0.193575	0.094170	2.055591	0.0431
D(LNBTSA(-2))	0.056401	0.090154	0.625607	0.5334
D(LNBTSA(-3))	-0.070921	0.092186	-0.769322	0.4440
D(LNBTSA(-4))	0.230593	0.089016	2.590464	0.0114
D(LNREERSA)	-0.090079	0.106568	-0.845267	0.4005
D(LNYSFA)	-0.249463	0.082576	-3.020998	0.0034
D(LNYSFA(-1))	-0.159114	0.078134	-2.036435	0.0451
D(LNYSFA(-2))	-0.019468	0.079754	-0.244099	0.8078
D(LNYSFA(-3))	-0.121891	0.077321	-1.576423	0.1189
D(LNYSFA(-4))	0.228318	0.078682	2.901795	0.0048
D(LNYSFA)	-1.956246	1.330798	-1.469980	0.1455
D(LNYSFA(-1))	6.073882	2.001337	3.034912	0.0033
D(LNYSFA(-2))	-1.179084	2.240485	-0.526263	0.6002
D(LNYSFA(-3))	-4.275469	2.043396	-2.092335	0.0396
D(K1995)	-0.036462	0.047340	-0.770211	0.4435
D(K1995(-1))	0.164124	0.046869	3.501759	0.0008
D(K1998)	-0.023055	0.049019	-0.470324	0.6394
D(K1998(-1))	0.100552	0.041140	2.444125	0.0167
D(K1998(-2))	0.021842	0.042232	0.517183	0.6065
D(K1998(-3))	0.082647	0.041998	1.967869	0.0526
D(K1998(-4))	0.144239	0.049782	2.897423	0.0049
D(K2001)	0.139180	0.047629	2.922183	0.0045
D(K2001(-1))	0.040262	0.050794	0.792663	0.4303
D(K2001(-2))	-0.135968	0.045101	-3.014745	0.0035
D(K2007)	0.036065	0.049417	0.729822	0.4677
D(K2012)	0.050197	0.040721	1.232717	0.2213
CointEq(-1)	-0.341281	0.066664	-5.119407	0.0000

Ek 8: Optimum Gecikme Uzunluğu Belirleme İşlemleri

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LNBTSA LNREERSA LNMSA LNXSA LNYDSA LNYFSA						
Exogenous variables: C						
Date: 09/08/18 Time: 20:32						
Sample: 1989Q1 2018Q1						
Included observations: 109						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	539.9586	NA	2.24e-12	-9.797406	-9.649258	-9.737326
1	1247.482	1324.172	9.99e-18	-22.11894	-21.08190	-21.69838
2	1483.236	415.2731	2.57e-19	-25.78415	-23.85823*	-25.00312
3	1566.511	137.5191	1.10e-19	-26.65159	-23.83678	-25.51008*
4	1610.231	67.38371	9.79e-20*	-26.79322	-23.08953	-25.29124
5	1646.763	52.28498*	1.02e-19	-26.80299*	-22.21042	-24.94054
6	1677.413	40.49176	1.20e-19	-26.70483	-21.22337	-24.48190
7	1705.899	34.49718	1.53e-19	-26.56696	-20.19662	-23.98355
8	1749.794	48.32403	1.53e-19	-26.71181	-19.45258	-23.76793

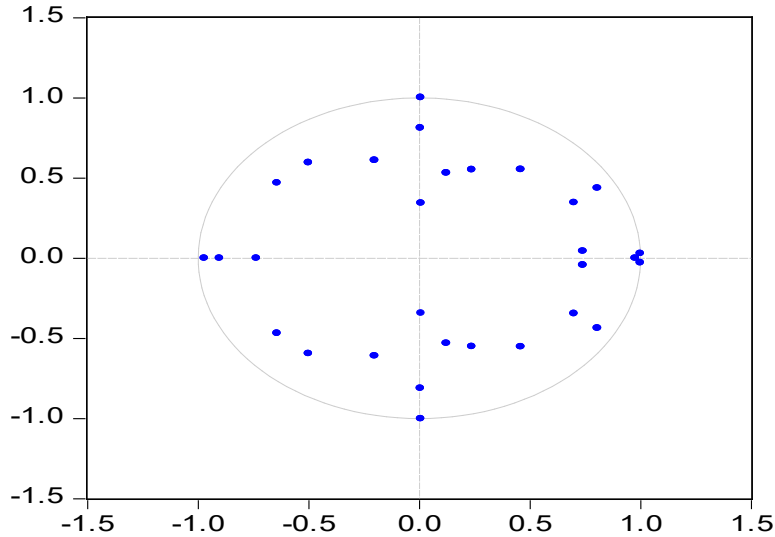
* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Not: Bu işlemde üzerinde en fazla * bulunan gecikme uzunluğu, optimum gecikme uzunluğu olarak alınmıştır.

Ek 9: Ters Karakteristik Kökler Grafiği

819

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Ek10: Nedensellik Testi Ekran Görüntüsü

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 09/08/18 Time: 20:18			
Sample: 1989Q1 2018Q1			
Included observations: 111			
Dependent variable: LNBTSA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNREERSA	20.65592	6	0.0021
LNMSA	3.862212	6	0.6953
LNKSA	4.147002	6	0.6568
LNKDSA	3.733611	6	0.7127
LNKFSYA	23.01862	6	0.0008
All	56.31433	30	0.0025
Dependent variable: LNREERSA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNBTSA	1.942761	6	0.9249
LNMSA	2.767887	6	0.8374
LNKSA	2.153635	6	0.9050
LNKDSA	8.549382	6	0.2006
LNKFSYA	8.415956	6	0.2092
All	37.77726	30	0.1556
Dependent variable: LNKFSYA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNBTSA	1.945448	6	0.9246
LNREERSA	0.787801	6	0.9924
LNMSA	1.734217	6	0.9424
LNKSA	1.621365	6	0.9510
LNKDSA	6.062923	6	0.4162
All	41.24264	30	0.0830

Dependent variable: LNMSA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNBTSA	3.262339	6	0.7753
LNREERSA	4.671464	6	0.5866
LNKSA	5.940496	6	0.4299
LNKDSA	15.51769	6	0.0166
LNKFSYA	13.47611	6	0.0361
All	87.09763	30	0.0000
Dependent variable: LNKSA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNBTSA	9.576490	6	0.1437
LNREERSA	12.13336	6	0.0591
LNMSA	9.048957	6	0.1708
LNKDSA	16.21113	6	0.0127
LNKFSYA	13.46293	6	0.0362
All	78.56887	30	0.0000
Dependent variable: LNKDSA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNBTSA	2.193053	6	0.9011
LNREERSA	12.57998	6	0.0502
LNMSA	2.705794	6	0.8448
LNKSA	4.052968	6	0.6695
LNKFSYA	5.214170	6	0.5167
All	107.3086	30	0.0000