For cited: Çatalbaş, N. (2021). The Relationship among Import, Export, and Real Exchange Rate in Turkey. Journal of Current Researches on Business and Economics, 11 (1), 49-72.

Crossref doi: 10.26579/jocrebe.91 **Research Article/Araştırma Makalesi**

Year: 2021
Volume: 11
Issue: 1

Journal of Current Researches on Business and Economics (JoCReBE)
ISSN: 2547-9628

http://www.jocrebe.com

The Relationship among Import, Export, and Real Exchange Rate in Turkey

Nazım ÇATALBAŞ[1]

Keywords
Exchange Rate, Foreign Trade, Co-integration, Granger Causality.

Abstract
In this study, long and short-term relationships between export, imports, and the real exchange rate in Turkey was investigated. Quarterly data for the period of 1990: 1- 2019: 3 were used, the data were obtained from the OECD database. First of all, the logarithm of the series was taken. The stationarity test was performed by the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Philips-Perron unit root tests as well as the Lee-Strazicich LM unit root tests with two structural breaks, it was determined that the series were stationary at the first difference. Secondly, the long-term relationship between the series was investigated with the Johansen cointegration test, and one cointegrated relationship between the series was determined. Later, the long-term relationship between the series was verified with the vector error correction model (VECM), and it was found that deviations in the series in the short-term were stabilized in the long term. The short-term causality relationship between the series was examined with the Granger causality test. According to the results of Granger causality test, there is a two-way causality relationship between real exchange rate and export at 1% significance level, and a one-way causality relationship from import to export and from import to real exchange rate.

Article History
Received
19 Apr, 2021
Accepted
16 May, 2021

Türkiye'de İthalat, İhracat ve Reel Döviz Kuru Arasındaki İlişki

Anahtar Kelimeler
Döviz Kuru, Dış Ticaret, Eşbütünleşme, Granger Nedensellik.

Özet
Bu çalışmada, Türkiye'de ihracat, ithalat ve reel döviz kuru arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler araştırılmıştır. Çalışmada 1990:1- 2019:3 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmış, söz konusu veriler OECD veri tabanından elde edilmiştir. İlk olarak serilerin logaritması alınmıştır. Durağanlık sınaması ise Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron birim kök testlerinin yanı sıra Lee-Strazicich iki yapısal kırılmalı LM birim kök testleriyle yapılmış, serilerin birinci farkta durağan olduğu belirlenmiştir. İkinci olarak seriler arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen eşbütünleşme testi ile araştırılmış, seriler arasında bir adet eşbütünleşik ilişki tespit edilmiştir. Daha sonra vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile seriler arasında uzun dönemli ilişki doğrulanmış, serilerde kısa dönemli sapmaların uzun dönemde dengeye geldiği saptanmıştır. Seriler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisi ise Granger nedensellik testi ile incelenmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, %1 anlamlılık düzeyinde reel döviz kuru ile ihracat arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi, ithalattan ihracata ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Makale Geçmişi
Alınan Tarih
19 Nisan 2021
Kabul Tarihi
16 Mayıs 2021

[1] Corresponding Author. ORCID: 0000-0001-9543-5661. Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ncatalbas@anadolu.edu.tr

1. Giriş

Dışa açık bir ekonomide ihracat ve ithalat (net ihracat) milli gelirin önemli unsurları arasında yer alır. Net ihracat (X-M) değerinin pozitif olması milli gelirin artmasına önemli katkı sağlamaktadır. Ülkeler ihracatlarını artırmak ve mümkün olduğunca ithalatlarının kısmak için çeşitli dış ticaret politikası araçlarına başvurmaktadırlar. Tarifeler ve Ticaret Genel Anlaşması'nın (GATT) 1948 yılında yürürlüğe girmesiyle tarifelerin dış ticaret politikası aracı olarak kullanılması yavaş yavaş önemini kaybederken tarife dışı engeller ön plana çıkmaya başlamıştır.

Dar anlamda dış ticaret politikası ithalat ve ihracat üzerindeki tarife, miktar kısıtlamaları ve mali yardımlar ile sınırlansa da geniş anlamda dış ekonomi politikası hükümetlerin ticaret ve üretim faktörleri akımlarının yönüne, bileşimine ve hacmine müdaheleye yönelik tüm faaliyetleri kapsamaktadır (Karluk, 2009; 311). Döviz kurları bir dış ticaret politikası aracı olarak tanımlanmasa da genel uygulamaya bakıldığında döviz kurlarının ülkelerin dış ticaretine önemli etkileri olduğu görülmektedir. Geçmişten günümüze kur politikaları ülkelerin dış ticarette rekabet gücü kazanmasında ve dış ticaret dengesinin düzeltilmesinde önemli bir araç olarak kullanılmaktadır. Buna karşılık döviz kurlarının yarattığı avantajların belli bir süre sonra ortadan kalktığını, ekonominin olağan (uzun dönem) dengesine tekrar geldiğini hem teorik açıklamalar hem de uygulamalar göstermektedir.

Nominal döviz kurunun enflasyon oranından yüksek olması ve/veya bir devalüasyon reel döviz kurunu yukarı çekecektir. Devalüasyonun ödemeler bilançosunda (dar anlamda dış ticaret dengesinde) ülkelere avantaj sağlayabilmesi Marshall-Lerner şartına (koşuluna) bağlıdır. Marshall-Lerner Şartına göre, ihraç mallarının yurtdışı talep esnekliği (E_x) ve ithal mallarının yurt içi talep esnekliğinin (E_m) toplamının 1'den büyük olması $(E_x + E_m \geq 1)$ gerekir.

Devalüasyonun J etkisi hipotezine göre, ulusal para biriminin değer kaybetmesi (döviz kurunun yükselmesi) dış ticaret dengesine kısa dönemde (vadede) olumlu yansırken, uzun dönemde olumsuz etkiler yaratmaktadır. Bir devalüasyon veya ulusal paradaki aşırı değer kaybının ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini doğru tahmin edebilmek için ithal ve ihraç mallarının döviz kurlarındaki değişimlerden nasıl etkilendiğine/etkilenebileceğine yönelik soruların doğru cevaplarını bulmak gerekir. Bu cevaplar da doğru dış ticaret politikalarının uygulanmasını sağlayacaktır.

Türkiye 24 Ocak 1980 Kararlarından sonra liberal ekonomi politikaları izlemeye başlamış, ihracata dayalı sanayileşme politikası ile küresel ekonomiye daha fazla entegre olma yolunu seçmiştir. Bu süreçte, döviz kuru politikalarında ciddi bir dönüşüm gerçekleşmiştir. 1980 öncesinde izlenen sabit kur politikasından vazgeçilerek aşamalı bir şekilde esnek (dalgalı) kura geçilmiştir. 1989'daki 32 sayılı Karar (Türk Parası Kıymetini Koruma Hakkında) ile tam konvertibiliteye geçiş kararı alınmıştır. Bunun gereği olarak 1990 yılından sonra uluslararası sermaye hareketlerinin önündeki engeller kaldırılmıştır. Yeni süreçte, döviz kurunun belirlenmesinde dış ticaret dengesinin yanı sıra uluslararası sermaye hareketleri belirleyici olmaya başlamıştır. 1989-1999 döneminde kontrollü serbest kur sistemi uygulanırken, Ocak 2000-Şubat 2001 arasında önceden belirlenmiş

günlük kurlara dayalı sabit kur sistemi benimsenmiştir (Karaçor ve Gerçeker, 2012; 293). Şubat 2001 krizinden sonra dalgalı kur sistemine geçilmiş, TCMB kurlardaki aşırı oynaklığın önüne geçmek için gerektiğinde döviz alım ve satımı yaparak döviz kuruna müdahale etmiştir. 2001 sonrasındaki dönemde uluslararası sermaye hareketlerinin yönüne bağlı olarak reel döviz kuru değişmiştir. 2001'in 3. Çeyreği ile 2008'in birinci çeyreği arasında genel olarak TL reel olarak değerlenirken, 2015'in 1. çeyreğinden sonra TL genelde reel olarak değer kaybetme eğiliminde olmuştur.

Teori ve uygulamaya bakıldığında, reel döviz kurundaki gelişmelerin dış ticaret kadar makro ekonomik değişkenleri de etkilediği görülmektedir. Türkiye gibi üretimde dışa bağımlı bir ekonomi için daha fazla ekonomik büyüme ve ihracat için daha fazla ithalat yapılması gerekmektedir. Bu gerçekten hareket edildiğinde, reel döviz kurunu yükselterek ithalatı kontrol altına almak aslında ihracatın önünü tıkarken ekonomik büyümeyi ve pek çok makro ekonomik değişkeni olumsuz etkilemektir. Bu noktada, göz ününde bulundurulması gereken en önemli husus ise ithalat ve ihracatta yatırım, ara ve tüketim mallarının paylarıdır.

Türkiye'de ara ve yatırım mallarının toplam ithalat içindeki payı 1970-2020 döneminde %80 ile %90 arasında dalgalanmıştır. 2020 yılında ise toplam ithalatın yaklaşık %75'i ara malı, yaklaşık %15'i ise yatırım mallarına aittir. Özellikle ara malı (hammadde) ithalatı, üretim artışı ve ekonomik büyüme için gerekli olduğundan bu malların ithalatı fiyat değişikliklerine (özellikle döviz kuru kaynaklı) karşı çok fazla duyarlı değildir. Yatırım malı ithalatında ise ciddi fiyat artışları bu malların ithalatını bir süre erteletse de üretimin devamlılığı için söz konusu ithalatın yapılması gerekir. İthalattaki böylesi bir mal yelpazesi reel döviz kurunun ithalata etki etmesini zorlaştırmaktadır. Toplam ithalatın yaklaşık %10'unu oluşturan tüketim mallarının döviz kuru kaynaklı fiyat değişikliklerinden daha fazla etkilenmesi beklenir. Ampirik analize geçmeden Türkiye'deki mevcut ekonomik koşullar (şartlar) dikkate alındığında, reel döviz kurunun ithalata etkisinin çok sınırlı olacağını belirtmek gerekir.

İhracat açısından bakıldığında ise toplam ihracatın yarıya yakın kısmının (1990'da yaklaşık %50'si, 2020'de ise yaklaşık %40'ının) tüketim mallarından oluşması, reel döviz kurunun ihracatı daha fazla etkilemesi beklenir. Bununla birlikte toplam ihracatın yaklaşık %60'lık kısmının ara malı ve yatırım mallarından oluşması, söz konusu ürünlerin üretimi için ara ve yatırım malı ithali gerekli olduğu için üretim ve ihracat artışı için ithalat kaçınılmazdır. Ayrıca reel döviz kurunun kısa dönemde ihracat üzerindeki etkisinin ithalat üzerindeki etkisinden daha fazla olacağı beklenmektedir.

Bu şartlar altında döviz kuru politikalarının dış ticaretin yanı sıra ekonominin tamamına etkisi büyük önem arz etmektedir. 1980 sonrası dönemde ihracata dayalı sanayileşme politikalarına ağırlık veren Türkiye 1990 yılından sonra uluslararası sermaye hareketleri önündeki engelleri kaldırmıştır. Bu gerçeklerden hareketle, 1990-2019 döneminde Türkiye'de ithalat, ihracat ve reel döviz kuru arasındaki ilişki araştırılmıştır. İlk olarak literatür taramasına çalışmalar ortak ve farklılaşan yöntem ve sonuçları gruplandırılmış daha sonra bu çalışmanın diğerlerinden farkı ortaya konmuştur. İkinci olarak ampirik analiz kısmında veri

seti ve izlenen yöntem hakkında kısa bilgiler verilerek bulgular yorumlanmıştır. Sonuç kısmında elde edilen bulgulardan hareketle sonuç ve öneriler belirtilmiştir.

2. Literatür Taraması

Reel döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiyi inceleyen iktisat literatüründe pek çok çalışma söz konusudur. Bu çalışmalarda döviz kurundaki değişiklik ve oynaklığın ithalat ve ihracata etkileri ile ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiler ele alınmıştır. Türkiye ve diğer ülke ekonomilerine ilişkin bu çalışmaların hepsini ayrı ayrı değerlendirme imkânı olmadığından birkaç çalışmaya özet olarak değinilmiş, diğer çalışmalar ise bazı ortak yönleri dikkate alınarak gruplandırılmıştır. Bazı çalışmalardan bazılarında (Arize vd (2000), Arize (2008)), döviz kurlarında meydana gelen değişkenliğin (oynaklığın veya belirsizliğin) uluslararası ticaret akımlarını azalttığı ileri sürülmektedir. Döviz kurlarındaki yüksek oynaklığın ticaretin potansiyel kazancını artıracağı iddia edilmektedir. Bununla birlikte daha oynak döviz kurunun uluslararası firmalar için daha yüksek risk ortaya çıkarttığı için uluslararası ticaret hacmi ve üretimde azalmalara neden olacağı da belirtilmektedir.

Cushman (1983) reel döviz kurundaki bir artışın, uzun dönemde ticaret miktarını artıracağını buna karşılık kurdaki belirsizliğin ticaret miktarını azaltacağını belirtmektedir. Chowdhurry (1993) G-7 ülkeleri ile ilgili çalışmasında, döviz kurlarındaki oynaklığın ihracatı olumsuz etkilediğini, bunun dolaylı olarak dış ticaret akımlarını etkilediğini belirtmektedir. Aynı şekilde Arize vd (2000) 13 azgelişmiş ülkede, Arize vd (2008) Latin Amerika ülkelerinde ve Sugiharti vd. (2020) Endonezya'da döviz kurundaki oynaklığının ihracatı olumsuz etkilediği sonucunu elde etmiştir.

Türkiye ile ilgili birçok çalışmada (Köse, Ay ve Topallı (2008), Sarı (2010), Alper (2014), Öztürk ve Demir (2018), Ayhan (2019)), döviz kurundaki belirsizliğin ihracatı, ithalatı ve dış ticareti olumsuz etkilediği sonucu elde edilmiştir. Yücesan vd (2017) ise döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin dış ticaretine olumsuz etkisi bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Söz konusu çalışmada analize dâhil edilen ülkelerin Türkiye'nin dış ticaretinin büyük kısmının oluşturan ülkelerden olmadığını belirtmek gerekir. Bu nedenle söz konusu çalışmadan Türkiye'nin dış ticaretine dair genel bir sonuç çıkarmak yanlış olacaktır. Yapılan çalışmalara genel olarak bakıldığında ise döviz kurlarındaki oynaklığın dış ticaret firmalarının fiyatlamalarında ciddi belirsizliğe yol açtığı ve riskleri artırdığı, bunun da uluslararası ticaret hacmi ve üretimi olumsuz yönde etkilediği görülmektedir.

Türkiye'de döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiyi doğrudan ve dolaylı olarak ele alan çalışmalarda farklı sonuçlar elde edilmiştir. Bu çalışmaların bir kısmında değişkenler arasındaki ilişkiler hem uzun hem de kısa dönemli olarak ele alınırken, bazılarında ise değişkenler arasındaki ilişkiler sadece kısa veya uzun dönemli olarak incelenmiştir.

Terzi ve Zengin (1995, 1999), Sivri ve Usta (2001) ve Gürbüz ve Çekerol (2002) döviz kuru ile ithalat ve ihracat arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonuca ulaşmışlardır. Bu çalışmaların ortak özelliği (Zengin ve Terzi (1995)) en fazla sekiz yıllık bir dönemi kapsamalarıdır. Zengin ve Terzi'nin (1995) analiz yaptığı dönemin (1950-1994) önemli bir kısmında Türkiye'nin ithal ikameci politikalar

izlediği, dış ticarette döviz kurunun (devalüasyon hariç) çok önemli olmadığı bilinmektedir.

Yamak ve Korkmaz (2005), Karagöz ve Doğan (2005) ve Kızıltan ve Ciğerlioğlu (2008) değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlamamışlarsa da kısa dönemde değişkenler arasında nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Yamak ve Korkmaz (2005) dış ticaret dengesinden reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit ederken, Kızıltan ve Ciğerlioğlu (2008) ithalatın kısılmasının ihracatı olumsuz etkilediği ve Karagöz ve Doğan (2005) ise Şubat 2001'deki devalüasyonun dış ticaret üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Akbostancı (2002), Gül ve Ekinci (2006), Barışık ve Demircioğlu (2006), Köse vd. (2008), Alptekin (2009), Hepaktan vd (2011), Karaçor ve Gerçeker (2012), Göçer ve Elmas (2013), Çil Yavuz vd (2010), Karaş ve Karaş (2017), Öztürk ve Demir (2018), Gül (2018), Bozdan vd. (2018) ve Ayhan (2020) değişkenler arasında eşbütünleşik ilişki tespit etmişlerdir. Söz konusu çalışmalarda uzun dönemli ilişkinin yanı sıra kısa dönemli ilişkilerin tespitine yönelik analizler de yapılmıştır. Alptekin (2009) ve Bozdan vd. (2009) değişkenler arasında kısa dönemde nedensellik ilişkisi olmadığını tespit etmiştir.

Gül ve Ekinci (2006) ihracat ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptarken, Barışık ve Demircioğlu (2006) ise kurdan ihracata ve özellikle ithalata kuvvetli bir nedensellik buna karşılık ihracat ve ithalattan kura doğru zayıf bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Hepaktan vd (2011) ihracat ve ithalatın reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisinin reel efektif döviz kurunun ihracat ve ithalat üzerindeki etkisinden daha güçlü olduğu sonucuna ulaşmıştır. Karaçor ve Gerçeker (2012) reel döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasında çift yönlü nedensellik tespit etmiştir. Çil Yavuz vd. (2010) analiz ettiği dönemde (1988-2007) Türkiye için Marshal-Lerner koşulunun geçerli olmadığı sonucuna ulaşırken, Göçer ve Elmas (2013) ise analiz döneminde (1989-2012) reel döviz kurunun dış ticaret dengesinin önemli belirleyiciler arasında yer aldığı sonucuna ulaşmıştır.

Karaş ve Karaş (2017) aylık verilerle (2003-2017) yaptığı çalışmada, reel döviz kuru ile ithalat arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptarken, ihracattan ithalata tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Öztürk ve Demir (2018) reel döviz kurunun ihracatı negatif etkilediği sonucuna ulaşırken, Gül (2018) Türkiye'nin toplam ihracatının yaklaşık yarısının gerçekleştirildiği ülkelere yönelik çalışmasında ihracatın reel kur değişimlerinden anlamlı olarak etkilendiği sonucunu elde etmiştir. Ayhan (2020) 2005-2014 dönemi kapsayan çalışmasında değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin var olduğunu ve kısa dönemde ihracat ve ithalatın reel döviz kuru ve döviz kuru oynaklığından etkilendiğini tespit etmiştir.

Reel döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiyi kısa dönemli nedensellik ilişkisi kapsamında araştıran çalışmalarda da farklı sonuçlar söz konusudur. Yılmaz ve Kaya (2007) 1990-2004 dönemine ilişkin verileri VAR, Granger nedensellik, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri ile inceleyerek ithalat ile ihracat arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin var olduğu, reel kurdaki değişmelerin dış ticaret dengesine anlamlı bir etki yapmadığı ve Türkiye için J eğrisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Aktaş (2010) 1989-2008 dönemini kapsayan çalışmasında VAR analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri sonucunda döviz kurundaki değişmenin dış ticaret üzerine herhangi bir etkisi olmadığı bulgusunu elde etmiştir. Yıldırım ve Kesikoğlu (2012) 2003-2011 dönemine ilişkin aylık verilere VAR analizi, MWald testi, Hacker ve Hatemi-J (2006) boostrap nedensellik testi uygulamış, toplam ihracat ve toplam ithalat arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit ederken, döviz kuru ile ithalat ve ihracat arasında bir nedensellik ilişkisi bulamamıştır.

Tapşın ve Karabulut (2013) yıllık verilerle yaptığı çalışmada (1980-2011 dönemi) Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile ithalattan ihracata doğru ve reel döviz kurundan ithalata doğru bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Aynı yöntemi kullanan Altın ve Süslü (2016) ise üçer aylık verilerle yaptığı çalışmada (1989-2016 dönemi) değişkenler arasında anlamlı bir ilişki bulamamıştır.

Çatalbaş (2016) 1998-2015 dönemine ait üçer aylık verileri VAR, Granger nedensellik, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizi ile inceleyerek döviz kurunun ihracat, ithalat ve ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkiye etkiye sahip olmadığı ve ithalatı kısıtlamaya yönelik tedbirlerin ihracatı olumsuz etkileyeceği sonucuna ulaşmıştır. Doğan ve Kurt (2016) ise 2003-2015 döneminde aylık verilerle yaptığı analizde Granger nedensellik, etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması sonucunda döviz kurları ile yatırım ve tüketim malı ithalatı arasında nedensellik ilişkisi tespit ederken, kur hareketlerinin ithalatı önemli ölçüde etkilediğini saptamıştır.

Bu çalışmanın diğer çalışmalardan en önemli farkı kapsadığı dönemdir. Türkiye'de 1989 yılındaki 32 sayılı Kararın ardından 1990 yılından itibaren uluslararası sermaye hareketleri serbest bırakılmıştır. Bu çalışmada uluslararası sermaye hareketlerinin serbest bırakıldığı yaklaşık yaklaşık 30 yıllık dönemde ithalat, ihracat ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiler üçer aylık verilerle incelenmektedir. Uluslararası iktisat teorisi ve politikasında, ödemeler dengesi ve döviz kuru arasındaki ilişkide (sermaye hareketleri dışarıda tutulduğu durumda), ödemeler dengesi açık verdiğinde döviz kuru yükselir, aksine ödemeler dengesi fazla verdiğinde ise döviz kuru düşer.

Sermaye hareketlerinin serbestleştirildiği ortamda döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki ilişkilerde değişiklik olması kuvvetle muhtemeldir. Uluslararası sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ile kurun belirlenmesinde dış ticaretin etkisi azalırken, uluslararası sermaye hareketliliğinin belirleyiciliği oldukça artmıştır. Artık döviz kurlarının asıl belirleyiciliğinde ibre dış ticaret dengesinden uluslararası sermaye hareketlerine kaymıştır. Bu çalışmada, kısa dönemde ithalat ve ihracattan reel döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi bulunsa da reel döviz kurundan sadece ihracata bir nedensellik söz konusudur. Uzun dönemde seriler arasında bir adet eşbütünleşik ilişki tespit edilmiştir.

Bu çalışma, seriler arasında uzun dönemli ilişkiler noktasında literatürdeki çoğu çalışma ile benzer sonuçları elde etmiştir. Nedensellik ilişki noktasında birebir örtüşen çalışmalar olmamakla birlikte kısmen örtüşen sonuçlar söz konusudur. Bu çalışmada tespit edilen nedensellik ilişkisi Bahmani-Oskooee ve Domac (1995), Barışık ve Demircioğlu (2006), Gül ve Ekinci (2006), Yılmaz ve Kaya (2007), Ay ve Özşahin (2007), Kızıltan ve Ciğerlioğlu (2008), Ay ve Topallı (2008), Aktaş (2010),

Hepaktan vd. (2011), Yıldırım ve Kesikoğlu (2012), Tapşın ve Karabulut (2013), Karaş ve Karaş (2017), Öztürk ve Demir (2018), Gül (2018) ve Ayhan (2020) ile kısmen örtüşmektedir.

3. Ampirik Analiz ve Bulgular

3.1. Veri Seti

Türkiye'de reel döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri incelemek için 1990:1-2019:3 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. Veriler, Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı'nın (OECD) veri tabanından elde edilmiştir. Reel döviz kuru hesaplamasında 2010 yılını baz alan (2010=100) nispi fiyat endeksi kullanılmıştır. İhracat ve ithalat verileri milyar ABD doları cinsinden ifade edilmiştir. İhracat (EX), ithalat (IM) ve reel döviz kuru (RER) serilerinin logaritması alınarak seriler sırasıyla LNEX, LNIM ve LNRER şeklinde kısaltılmış, analizlerde logaritmik seriler kullanılmıştır. Analizin ilk aşamasındaki birim kök testlerinde düzeyde durağan olmayan serilerin birinci farklarında durağan oldukları için birinci farkta durağan seriler sırasıyla, ΔLNEX, ΔLNIM ve ΔLNRER simgeleriyle gösterilmiştir.

3.2. Yöntem

Bu çalışmada ilk analiz, durağanlığının sınanmasına ilişkindir. Durağanlık sınaması için Augmented Dickey Fuller (ADF) (1981) ve Philips-Perron (PP) birim kök testlerinin yanı sıra Lee-Strazicich (LS) iki kırılmalı LM birim kök testi kullanılmıştır. ADF (Genişletilmiş Dickey Fuller) testi yaygın olarak kullanılması, PP trend içeren serilerin durağanlığının ölçülmesinde daha güçlü olması ve Lee-Strazicich iki kırılmalı LM birim kök testi ise yapısal kırılmaları dikkate alması ve kırılmaların içsel olarak belirlenmesi sebebiyle tercih edilmiştir.

Serilerin birinci farkta I(1) durağan olması nedeniyle seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için Johansen (1988, 1991), Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen VAR modeline dayalı Johansen eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Seriler arasında eşbütünleşik ilişki tespit edildiği için kısa dönemli nedensellik ilişkileri hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkisi, hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik analizi (1969) yardımıyla analiz edilmiştir.

3.3. Durağanlık Testi (Birim Kök Testi)

Zaman serisi analizinde serilerin durağan olmaması beraberinde "sahte regresyon" sorunlarını ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca t, F ve ki-kare testileri gibi sınamalar da yetersiz kaldığı için söz konusu serilerdeki trendin mutlaka ortadan kaldırılması ve serilerin durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Bu çalışmada, serilerin durağanlığının belirlemek için ADF ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile iki yapısal kırılmaya izin veren Lee-Strazicich birim kök testi tercih edilmiştir. ADF ve PP gibi klasik birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almadığı için testin ölçme gücünde ortaya çıkabilecek sorunlar, iki yapısal kırılmaya imkân tanıyan Lee-Strazicich iki kırılmalı LM birim kök testi sonuçlarıyla giderilmesi hedeflenmiştir.

3.3.1. ADF Birim Kök Testi

ADF testi, Dickey-Fuller (DF) testinin bazı eksikliklerinin giderilmiş halidir. DF birim kök testleri yalnızca birinci dereceden otoregresif süreçlere değil, daha yüksek dereceden otoregresif süreçlere de uygulanmakta idi. Bu ise birinci dereceden bir otoregresif süreç modelinde hata teriminin (ε_t) temiz dizi olmaması dolayısıyla serisel korelasyonlu olmasına ve sonuçta test sürecinin geçersiz olmasına neden olmakta idi (Sevüktekin ve Çınar, 2014; 334). Test gücünün arttırılması için kalıntılardaki serisel korelasyonların ortadan kaldırılması gerekmiştir.

ADF testi, DF testindeki modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin (ΔY_t 'nin) eklenmiş halidir. Kalıntıların otokorelasyonlu olup olmadıklarını sınamak için ise Breusch-Godfrey veya Lagrange çarpanları (LM) testlerine başvurulmaktadır (Enders, 1995; 225-226'dan aktaran Sevüktekin ve Çınar, 2014, 336). ADF testinin üç olası formu aşağıda verilmiştir.

Yalın (sabitsiz ve trendsiz) model: $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (1)

Sabitli ve trendsiz model: $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (2)

Sabitli ve trendli model: $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (3)

Denklemlerde t; zamanı, ρ; optimum gecikme uzunluğunu, Δ; fark operatörünü ifade etmektedir. Optimum gecikme uzunluğunu belirlemek için Akaike veya Schwarz bilgi kriterleri kullanılmaktadır. ADF testinde hipotezler ve kritik değerler DF ile aynıdır. ADF hipotez şu şekildedir:

H0: γ = 0 seride birim kök vardır (seri durağan değildir).

H1: γ < 0 seride birim kök yoktur (seri durağandır).

ADF testinde serinin birim kök içerip içermediğini belirlemek için, DF'de olduğu gibi, Monte Carlo simülasyonuna dayanarak "T" (tau) istatistiği kritik değerleri kullanılır. Hesaplanan "T (tau)" değeri "T" istatistik tablosundaki kritik değerlerle (çeşitli anlamlılık düzeylerine göre bulunan MacKinnon kritik değerlerle) karşılaştırılır. Hesaplanan "T" değerinin mutlak değeri, Dickey-Fuller veya McKinnon Dickey-Fuller kritik değerlerinin mutlak değerinden büyükse, serinin olduğu kabul edilir.

ADF birim kök testi yaygın olarak kullanılmasına rağmen, çeşitli eksikleri (serinin trend durağan mı yoksa fark durağan mı olduğu, yapısal kırılmaları göz ardı ettiği vb) barındırmaktadır. Söz konusu eksiklikler testin ölçme gücünü düşürmektedir. Bu sorunu aşmak için veri aralığının geniş tutulması bir çözüm olarak önerilmiştir. Bu çalışmada yaklaşık 30 yıllık bir dönem 3 aylık verilerle analiz edilerek veri aralığı geniş tutulmuştur.

Tablo 1'e bakıldığında sabitli ile sabit ve trendli modelde LNEX, LNIM ve LNRER serilerinin düzey değerlerinde I(0) durağan olmadığı buna karşılık söz konusu serilerin (ΔLNEX, ΔLNIM ve ΔLNRER) birinci farkta I(1) durağan oldukları görülmektedir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Model				Sabit ve Trendli Model			
	ADF Test İstatistiği	MacKinnon Kritik Değerleri			ADF Test İstatistiği	MacKinnon Kritik Değerleri		
		%1	%5	%10		%1	%5	%10
LNEX	-1.296 [0]	-	-	-	-0.993 [4]	-	-	-
LNIM	-1.501 [1]	-	-	-	-2.168 [1]	-	-	-
LNRER	-1.898 [2]	-	-	-	-1.706 [2]	-	-	-
ΔLNEX	-10.514* [0]	-	-	-	-10.582	-	-	-
ΔLNIM	-7.982* [0]	-	-	-	-8.025 [0]	-	-	-
ΔLNRER	-7.027* [3]	-	-	-	-7.085 [3]	-	-	-

Not: Köşeli parantez içindeki değerler, Akaike bilgi kriterine (AIC) göre belirlenmiş uygun gecikme uzunluğu gösterir. (*) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde durağanlığı sağlandığını belirtmektedir.

3.3.2. Philips-Perron Birim Kök Testi

Philips-Perron (1988) birim kök testi ADF metodolojisini kullanırken, DF'nin hata terimleri ile ilgili varsayımlarını değiştirmiştir. DF hata terimlerinin istatistiki olarak bağımsız olduklarını ve sabit varyansa sahip olduklarını (homojenite) varsayarken, PP ise hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılıma sahip olduğu kabul etmektedir. PP hata terimlerini ya da bu hata terimlerinin geçmiş değerlerinin hareketli ortalama olarak (MA-Moving Avarage) kullanmaktadır. PP testinde hareketli ortalama (MA) sürecinin kullanılmaya başlanması, trend durağanlık kavramının testinin daha güçlü yapılmasına imkân vermektedir.

PP testi trend içeren serilerin test edilmesinde ADF'ye göre daha güçlü olduğu kabul edilmektedir (Perron, 1990; 153-162). PP testi non parametrik bir sürece sahiptir. PP, Newey-West hata düzeltme mekanizmasını kullanarak otokorelasyonu kaldırmaktadır (Göçer ve Özdemir, 2012; 202). PP testi için yardımcı regresyonlar, ADF'de olduğu gibi, sabitsiz ve trendsiz, sabitli ve trendsiz ile sabitli ve trendli olarak yeniden düzenlenmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, 379). PP birim kök testinde kullanılacak denklem aşağıda (4 nolu) verilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \left(t - \frac{T}{2}\right) + u_t \qquad (4)$$

(4) nolu denklemde, T; gözlem sayısıdır. PP testinde hipotezler ADF ile aynıdır.

H0: γ = 0 seride birim kök vardır (seri durağan değildir)

H1: γ < 0 seride birim kök yoktur (seri durağandır)

PP t istatistiğinin asimptotik dağılımı, ADF istatistiği ile aynıdır. Bu nedenle hipotezleri test için MacKinnon kritik değerleri (1996) kullanılmaktadır.

Tablo 2'ya bakıldığında, sabitli ile sabit ve trendli modellerde LNEX, LNIM ve LNRER serilerinin düzey değerlerinde I(0) durağan olmadığı ancak birinci farkta I(1) durağan oldukları görülmektedir.

Tablo 2: PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli Model				Sabit ve Trendli Model			
	PP Test İstatistiği	MacKinnon Kritik Değerleri			PP Test İstatistiği	MacKinnon Kritik Değerleri		
		%1	%5	%10		%1	%5	%10
LNEX	-1.313 [3]	-3.486	-2.886	-	-1.017 [4]	-	-	-
LNIM	-1.370 [5]	-3.486	-2.886	-	-1.668 [4]	-	-	-
LNRER	-2.037 [9]	-3.486	-2.886	-	-1.893	-	-	-
ΔLNEX	-10.510*	-3.487	-2.886	-	-10.582	-	-	-
ΔLNIM	-7.628*	-3.487	-2.886	-	-7.698	-	-	-
ΔLNRER	-10.596*	-3.487	-2.886	-	-11.013	-	-	-

Not: Düzey ve birinci farklarda sabitli ile sabitli ve trendli modeller kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler, Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş band genişliğini gösterir. (*) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı göstermektedir.

3.3.3. Lee-Strazicich Kırılmalı LM Birim Kök Testi

Perron (1989) bir seride var olduğu halde ihmal edilen bir yapısal kırılmanın söz konusu serinin durağan olmaması gibi sonuçlar verebileceği belirtmiştir. Aynı şekilde Lee ve Strazicich (2003) de bir kırılmanın yok sayılması ile testin güç kaybına uğrayacağı gibi, tek kırılmalı testlerde iki ya da daha fazla kırılmanın olması durumunda, testin ölçme gücünün azalacağını belirtmektedir (Lee ve Strazicich, 2003; 1085).Kırılmaların dikkate alınmamasının yaratabileceği sorunların önüne geçmek adına ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak iki yapısal kırılmaya imkân tanıyan Lee- Strazicich (2003) kırılmalı LM (Lagrange Multiplier- Lagrange Çarpanı) kırılmalı birim kök testi de analize dahil edilmiştir.

Lee ve Strazicich (2003, 2004) ilk önce iki yapısal kırılmaya daha sonra tek yapısal kırılmaya izin veren LM birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu testlerde kırılma zamanları içsel olarak belirlenmektedir. Lee ve Strazicich (2004), araştırmacıların hem tek hem de iki kırmalı LM birim kök testlerini ile birleştirerek kullanabileceklerini belirtmişlerdir.

Lee-Strazicich kırılmalı LM birim kök testinde; Model A sabit terimde tek kırılmaya, Model AA ise sabit terimde iki kırılmaya izin vermekte iken Model C sabit terim ve trendde tek kırılmaya, Model CC ise sabit terim ve trendde çift kırılmaya imkân tanımaktadır (Demir ve Sivri, 2019; 262). Lee ve Strazicich kırılmalı LM birim kök testlerinde, farklı modellerin bulunması model seçimini önemli hale getirmektedir. Bu çalışmada incelenen seriler sabit ve trend içerdiği için Model CC tercih edilmiştir.

Testte veri üretme süreci (5) numaralı denklemle açıklanabilir (Lee ve Strazicich, 2003; 1082).

$$Y_t = \delta Z_t + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + u_t \qquad (5)$$

(5) nolu denklemde Y_t bağımlı değişken vektörünü, Z_t ise dışsal değişken vektörünü ve $\varepsilon_t \sim iiN(0,\sigma^2)$ özelliğini göstermektedir. Model CC (sabitte ve trendde iki kırılma) için $Z_t = 1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ vektörü geçerlidir. Bu vektördeki D_{1t} ve D_{2t} sabitteki terimdeki kırılmaları bulmak için kullanılan kukla

değişkenleri, DT_{1t} ve DT_{2t} ise trendde kırılmayı elde etmek için kullanılan kukla değişkenleri göstermektedir.

Lee-Strazicich (2003) sürecinde, iki kırılmalı LM birim kök test istatistiği şu şekilde hesaplanabilir.

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \qquad (6)$$

(6) nolu denklemde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t\tilde{\delta}$, $t = 2, \cdots$ T; $\tilde{\delta}$; Δy_t'nin ΔZ_t üzerine regresyonundaki katsayıdır, $\tilde{\psi}_x$ ise $y_1 - Z_1\hat{\delta}$ tarafından belirlenir. y_1 ve Z_1 ise y_t ve Z_t'nin ilk gözlem değerleridir (Lee ve Strazicich, 2003; 1083). Lee-Strazicich birim kök hipotezi şu şekildedir:

$H0 : \phi = 0$ yapısal kırılma ile birim kök vardır (durağan değil)

$H0 : \phi < 0$ yapısal kırılma ile birim kök yoktur (durağandır)

Hesaplan LM test istatistiklerinin (minimum test istatistikleri) mutlak değeri kritik değerlerin mutlak değerinden küçük olması durumunda, temel hipotez (H0) kabul, alternatif hipotez (H1) ise red edilir. Bu durumda, serinin yapısal kırılma altında birim kök içerdiği (durağan olmadığı) kabul edilir. Hesaplan LM test istatistiklerinin mutlak değeri kritik değerlerin mutlak değerinden büyükse temel hipotez (H0) reddedilip alternatif hipotez (H1) ise kabul edilir.

Temel hipotez reddedilirse serinin yapısal kırılma altında durağan olduğu kabul edilir. Tablo 3'teki Lee-Strazicich iki kırılmalı LM birim kök testi sonuçlarına göre, her üç serininde (LNEX, LNIM ve LNRER) düzey değerlerinde I(0) durağan değildir (H0 kabul, H1 red). Buna karşılık her üç seride (ΔLNEX, ΔLNIM ve ΔLNRER) birinci farkta I(1) durağandır (H0 red H1 kabul). Başka bir ifadeyle, seriler %1 ve %5 anlam seviyesinde yapısal kırılma ile durağandır.

Tablo 3: Lee-Strazicich İki Kırılma LM Birim Kök Test Sonuçları (Model CC)

Değişkenler	Minimum Test İstatistiği (tau)	Kritik Değerler		Birinci Kırılma	İkinci Kırılma
		%1	%5		
LNEX	-4.368 [5]	-5.841	-5.410	1999Q4	2006Q4
LNIM	-4.947 [1]	-6.100	-5.548	2003Q2	2009Q3
LNRER	--5.482 [1]	-6.126	-5.510	1994Q4	2009Q4
ΔLNEX	-10.189 [1]	-5.995	-5.354	2008Q2	2009Q4
ΔLNIM	-8.459 [1]	-5.995	-5.354	2008Q1	2009Q2
ΔLNRER	-9.607 [1]	-6.093	-5.541	2002Q3	2008Q1

Not: Köşeli parantez içindeki değerler, Akaike bilgi kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.

Birinci farkta I(1) durağan hale gelen serilerden ihracatta (ΔLNEX) 2008 yılı 2. çeyrek ve 2009 yılı 4. çeyrekte yapısal kırılmalar gerçekleşmiş, ithalatta (ΔLNIM) ise 2008 yılı 1. çeyrek ve 2009 yılı 2. çeyrekte yapısal kırılmalar söz konusudur. İhracat ve ithalattaki yapısal kırılmalar küresel finansal krizin başlangıç dönemi ile küresel krizin bir yansıması olan durgunluktan yavaş yavaş çıkışın yaşandığı dönemlere denk gelmesi doğaldır. Küresel finansal kriz öncesi kriz beklentisi ile başlayan talepteki daralma hem ihracatta hem de ithalatta keskin düşüşlere yol açarken, 2009 yılının sonuna doğru krizden çıkış işaretleri ile ilk önce ithalat daha sonra ihracatta yapısal kırılmalar gerçekleşmiştir.

Reel döviz kurunda (ΔLNRER) ise 2002 yılının 3. çeyreği ile 2008 yılının 1. çeyreğinde yapısal kırılma gerçekleşmiştir. 2002 başlarında ABD başta olmak üzere gelişmiş ülkelerdeki gevşek para politikası ve diğer nedenlerle ülkeye yoğun sıcak para girişi TL'nin aşırı değerlenmesine yol açmış, buna karşılık 2008 başlarında küresel ekonomide kriz beklentisi ile ülkeden sıcak para çıkışı TL'de ciddi değer kaybına yol açmıştır. Bu durum yapısal kırılma zamanları ile uyumludur.

3.4. Eşbütünleşme Testi

Tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olması, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığının araştırılmasına imkân tanımaktadır. Bu çalışmada ihracat, ithalat ve reel döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını belirlemek için Johansen (eşbütünleşme) testi yapılmıştır. Johansen eşbütünleşme testi birden çok açıklayıcı değişken olduğunda, söz konusu seriler arasındaki birden fazla eşbütünleşme ilişkisini tespit etmede güçlü kabul edilmektedir.

Johansen eşbütünleşme testi, Sims (1980) tarafından geliştirilen, modelde yer alan her bir değişkenin hem kendisinin hem de gecikmeli değerlerinin yer aldığı vektör otoregresyon modeli (VAR) analizine dayanmaktadır (Sims, 1980; Enders, 2004). Johansen yaklaşımı p. dereceden bir vektör otoregresif (VAR) süreç ile ele alınarak açıklanabilir. Buna göre;

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t \qquad (7)$$

(7) nolu denklemde Y_t düzeyde durağan olmayan I(1) değişkenlerin bir k vektörünü, X_t deterministik değişkenlerin bir d vektörünü ve ε_t ise yenilik vektörünü temsil eder. (7) nolu denklemdeki vektör otoregresif sürecinin birinci farkı alındığında (8) nolu denklem oluşur.

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta Y_{t-1} + BX_t + \varepsilon_t \qquad (8)$$

$$\pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I \text{ ve } \tau_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

Johansen eşbütünleşme testinin hipotezi, $\pi = \alpha\beta'$ şeklinde formüle edilir. α ve β' (kxr) boyutlu ve rankı τ olan iki matrisi temsil eder. τ; eşbütünleşme sayısını (rankını), β'; değişkenlerin denge ilişkileri içinde uzun dönem etkilerini gösteren eşbütünleşme vektörünü ve α ise hata düzeltme modelinde uyarlanma hızını gösterir. Johansen eşbütünleşme testinin temel ve alternatif hipotezleri şu şekildedir.

H0: eş bütünleşmiş (koentegre) vektör yoktur

H1: eş bütünleşmiş (koentegre) vektör vardır.

Johansen eşbütünleşme analizinde kısıtlanmamış bir VAR'dan π matrisi tahmin edilmekte ve π matrisinin indirgenmiş rankıyla belirtilen koşulların geçerliliği test edilmektedir. π matrisinin rankı, iz istatistiği (λ_{trace}) veya maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistiği yardımıyla bulunmaktadır. Eğer iz (trace) istatistiği ile maksimum özdeğer (Max Eigencalue) istatistiği arasında bir tezat oluşursa,

maksimum öz değer istatistiği tercih edilir (Tarı, 2012; 427). (λ_{trace}) ve (λ_{max}) matrislerinden hesaplanan test istatistikleri Johansen-Juselius (1990) veya Osterwald-Lenum (1992) tablo değerleriyle karşılaştırılır (Tarı, 2012; 428). Hesaplanan test istatistikleri %5 anlam seviyesindeki tablo değerinden büyükse, H0 hipotezi reddedilir ve eşbütünleşmenin olduğu kabul edilir (H1 kabul).

Eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için ilk önce uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi, değişen varyans ve otokorelasyon sorunun olmaması ve VAR modelinin istikrarlı ve durağan olması gerekir. Johansen eşbütünleşme testi için uygun gecikme uzunluğu kısıtsız (kısıtlanmamış) VAR modeli ile belirlenir. Tablo 4'e göre, uygun gecikme uzunluğu 3'tür.

Tablo 4: VAR Gecikme Uzunluğu

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.000157	-0.245473	-0.172243	-0.215766
1	854.8735	6.26e-08	-8.072783	-7.779861	-7.953953
2	40.69970	4.98e-08	-8.301964	-7.789350*	-8.094012*
3	16.69849	4.97e-08*	-8.305133*	-7.572828	-8.008059
4	3.610239	5.64e-08	-8.179810	-7.227813	-7.793613
5	23.30712*	5.21e-08	-8.262986	-7.091298	-7.787667
6	6.165340	5.75e-08	-8.167839	-6.776458	-7.603397
7	3.592803	6.53e-08	-8.046045	-6.434973	-7.392481
8	14.07388	6.57e-08	-8.047533	-6.216769	-7.304846

Not: Optimal gecikme değerleri (*) simgesiyle gösterilmiştir. LR (sequential modified LR test statistic) ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği, FPE (final prediction error) son tahmin hatası, AIC (Akaike information criterion) Akaike bilgi kriteri, SC (Schwarz information criterion) Schwarz bilgi kriteri.

Seçilen gecikme uzunluğunda (3) kurulan modelde otokorelasyon sorunu LM testi ile araştırılmıştır. Tablo 5'te 3. gecikmedeki olasılık değeri (0.8259), 0.05'ten büyük olduğu için otokorelasyonu olmadığını ifade eden temel hipotez (H0) kabul edilmiştir.

Tablo 5: Otokorelasyon LM Testi Sonuçları

Gecikme Uzunluğu	LM İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
1	5.546626	0.7843
2	11.00692	0.2752
3	5.095998	0.8259
4	21.42209	0.0109

Modelde değişen varyans sorunu tespit edilmiş, değişen varyans sorununu çözmek için açıklayıcı değişkenler tekrar logaritmaları alınarak dönüştürülmüş, böylece değişen varyans sorunu çözülmüştür. Tablo 6'daki Breusch-Pagan-Godfrey testi sonucunda olasılık değerinin 0.05'ten büyük çıkmış, dolayısıyla değişen varyans olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmiştir.

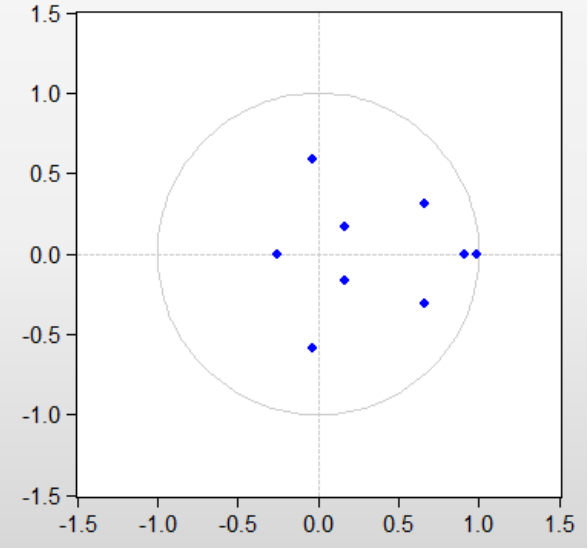
Tablo 6: Breusch-Pagan-Godfrey Testi Sonuçları

x^2Test İstatistiği	Olasılık Değeri
8.110124	0.1385

Grafik 1'de görüldüğü modülüs değerleri birim çember içinde yer aldığı (referans değer olan 1'den küçük olduğu) için VAR modeli durağan ve istikrarlıdır. Gecikme

uzunluğunun belirlenmesi, otokorelasyon, değişen varyans ve modelin durağanlığı ile ilgili testlerinin yapılmasının ardından eşbütünleşme analizi için gerekli şartlar sağlanmıştır.

Grafik 1: AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri



Johansen eşbütünleşme testi (Tablo 7) sonuçlarına göre, model 3'te 3 gecikmede ithalatın bağımlı değişken olduğu modelde hesaplanan iz (trace) istatistik değeri (28.48173) kritik değerden (29.79707) küçük olduğu için temel hipotezin (H0) kabul edilmesi gerekir. Dolayısıyla iz istatistiğine göre, %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler eşbütünleşik değildir. Buna karşılık maksimum özdeğer istatistik değeri (23.31228), kritik değerden (21.13162) büyük olduğu için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez ($\tau = 0$) reddedilirken, seriler arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir. Daha sonra maksimum özdeğer istatistik değeri (3.844408) kritik değerden (14.26460) büyük olduğu için seriler arasında en az bir eşbütünleşik ilişki olduğuna iddia eden temel hipotez ($\tau \leq 1$) kabul edilirken, seriler arasında en az iki eşbütünleşik ilişki olduğu ifade eden alternatif hipotez ($\tau \leq 2$) reddedilmektedir. Maksimum özdeğer istatistiğine göre seriler arasında bir adet eşbütünleşik (uzun dönemli) ilişki vardır.

Tablo 7: Johansen Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Hipotez	**İz (λ_{max}) İstatistiği**	**Kritik Değer (%5)**	**Olasılık Değeri**
$\tau = 0$	28.48173	29.79707	0.0703
$\tau \leq 1$	5.169447	15.49471	0.7906
$\tau \leq 2$	1.325039	3.841466	0.2497
Hipotez	**Maksimum Özdeğer (λ_{max}) İstatistiği**	**Kritik Değer (%5)**	**Olasılık Değeri**
$\tau = 0$*	23.31228	21.13162	0.0243
$\tau \leq 1$	3.844408	14.26460	0.8754
$\tau \leq 2$	1.325039	3.841466	0.2497

Not: τ; eşbütünleşik (koentegre) vektör sayısını gösterir. Akaike bilgi kriterine (AIC) göre uygun gecikme uzunluğu 3 ve model 3 esas alınmıştır.

Johansen eş bütünleşme analizi sonuçlarına bakıldığında, iz ve maksimum özdeğer istatistikleri arasında bir tutarsızlık söz konusudur. Bu durumda maksimum özdeğer istatistiği sonuçları geçerli olduğu için seriler arasında 1 adet eşbütünleşik ilişki vardır. Başka bir deyişle, uzun dönemde ithalat (LNIM), ihracat (LNEX) ve reel döviz kuru (LNRER) arasında yalnızca bir adet eşbütünleşme vektörü söz konusudur.

Eşbütünleşme analizinde normalize edilmiş eşbütünleşme vektörü sonuçları (Tablo 8), değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri göstermektedir. Buna göre, ihracattaki (LNEX) %1'lik artış, ithalatı (LNIM) %0.96 artırırken, reel döviz kurundaki (LNRER) %1'lik artış ithalatı %0.07 oranında artırmaktadır.

Tablo 8: Normalize Edilmiş Eşbütünleşme Vektörü

	LNIM	LNEX	LNRER
Normalize Edilmiş Eşbütünleşme Katsayıları	1.000000	-0.960 (0.025)	-0.077 (0.156)
Eşbütünleşme Denklemi	$LNIM = 0.960LNEX + 0.077LNRER$		

Not: Parantez içindeki değerler ise standart hataları gösterir.

3.5. Hata Düzeltme Modeli

Seriler arasında eşbütünleşik (uzun dönemli) ilişki varsa, uzun ve kısa dönem analizlerini vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile yapmak mümkündür (Engle ve Granger, 1987). Seriler arasında eşbütünleşme olması durumunda, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde sapmalar meydana gelebilmektedir. Kısa dönemde, seriler arasında meydana gelen sapmalar (kısa dönemli nedensellik ilişkisi) hata düzeltme modeli ile araştırılır.

Hata düzeltme modelinde uzun dönem için (9) nolu denklem esas alınmaktadır. Denklemde β_1; X'teki bir değişikliğin uzun dönemde Y üzerindeki etkisini gösteren katsayı, u_t ise hata terimidir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (9)$$

Değişkenler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisini göstermek için X_t ve Y_t 'nin birinci dereceden farkları VAR kullanılarak her bir bağımlı değişken için aşağıdaki (10 nolu) denklem oluşturulur. Hata düzeltme modeli bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri ile uzun dönemli ilişkinin hata terimi arasında kurulan regresyon yardımıyla açıklanabilir.

$$\Delta Y_t = \square + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \beta_p \Delta X_{t-p} + \Omega ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

(10) nolu denklemdeki hata düzeltme modelinde, $\square$ sabit terim, α ve β açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki kısa dönemli veya geçici etkisini gösteren katsayıları, Ω ise hata düzeltme teriminin katsayısını gösterir. Ω katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması gerekir. Bu durum genel olarak uzun dönem ilişkisi olan serilerde kısa dönemde de ortaya çıkan sapmaların yakınsadığını gösterir (Enders, 2015; 353). Ω'nın mutlak değeri ise kısa dönemde meydana gelen sapmaların ne kadar zamanda kurulacağına karar verir. ECT_{t-1};

hata düzeltme teriminin uzun dönem analizinden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmelisini ifade eder. ε_t ise hata terimidir (artık değer).

Tablo 8: Vektör Hata Düzeltme Tahmin Sonuçları

Uzun Dönem Analizi		
Değişkenler	**Katsayı**	**t istatistiği**
LNEX	0.960	37.781
LNRER	0.041	0.232
C (sabit terim)	0.349	
Kısa Dönem Analizi		
Değişkenler	**ΔLNIM** **Katsayı**	**t İstatistik Değeri**
ECT_{t-1}	-0.307	-3.535
$\Delta LNIM_{t-1}$	0.612	4.834
$\Delta LNIM_{t-2}$	0.033	0.239
$\Delta LNEX_{t-1}$	-0.377	-1.890
$\Delta LNEX_{t-2}$	-0.146	-0.994
$\Delta LNRER_{t-1}$	-0.154	-0.994
$\Delta LNRER_{t-2}$	0.040	0.250

R^2= 0.226 Ayarlanmış R^2=0.176 F= 4.507 AIC= -1.936 SC= -1.746

Not: Hata düzeltme modelinde Akaike bilgi kriterine (AIC) 3 göre belirlenmiş optimum öncül ve gecikme uzunluklarının (3) bir eksiği (2) alınmıştır Modelde 3. gecikmeye kadar otokorelasyon sorunu yoktur. Modelde var olan değişen varyans sorunu açıklayıcı değişkenlerin logaritması alınarak dönüştürülmesiyle çözülmüştür.

Tablo 8'deki vektör hata düzeltme modeli (VECM) sonuçlarına göre, uzun dönem eşbütünleşme denklemi (12), kısa dönem nedensellik ilişkisi ise (13) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$LNIM(-1) = 0.349 - 0.307 * ECT_{t-1} + 0.960 * LNEX(-1) + 0.040 * LNRER(-1) \quad (12)$$

$$\Delta LNIM = 0.017 - 0.307ECT_{t-1} + 0.613\Delta LNIM_{t-1} + 0.033\Delta LNIM_{t-2} - 0.377\Delta LNEX_{t-1} - 0.146\Delta LNEX_{t-2} - 0.154\Delta LNRER_{t-1} - 0.040\Delta LNRER_{t-2} \quad (13)$$

Tablo 8'deki katsayıların anlamlı olup olmadıklarını kontrol etmek için t istatistik değerlerine bakıldığında, LNEX katsayısının t istatistik değeri (37,781) 1,96'dan büyük olduğu için istatistiksel olarak anlamlıdır. LNRER katsayısının t istatistik değeri (0,232) ise 1,96'dan küçük olduğu için bu katsayı istatiksel olarak anlamlı değildir. Uzun dönemde ihracat ile ithalat arasındaki ilişkiyi t değerleri de doğrulamaktadır. Buna göre, ihracattaki %1'lik artış ithalatı %0.96 oranında artırmaktadır.

Modelin hata düzeltme katsayısının (ECT) değeri (-0.307), işareti negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, uzun dönemde birlikte hareket eden bu seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar zaman (yaklaşık 3,3 dönem sonra) ortadan kalkmakta ve seriler tekrar denge değerine yakınsamaktadır. Kısa dönem ile uzun dönem arasında oluşan sapmalar her dönemde %30,7 oranında ortadan kalkmaktadır. Uzun dönem dengesine ulaşma süresi (yakınsama süresi) ise $\frac{1}{ECT}$ formülünden yaklaşık olarak 3,3'tür. Buna göre

seriler arasında meydana gelen kısa dönemli sapmalar 3,3 dönem (yaklaşık 10 ay) sonra ortadan kalkmakta ve uzun dönem dengesine ulaşılmaktadır. Seriler arasında kısa dönemli nedensellik ilişkilerini tespit edebilmek için hata düzeltme modeline dayalı Granger Nedensellik analizi sonuçlarına bakmak gerekir.

3.6. Granger Nedensellik Testi

Eşbütünleşme analizi seriler arasında bir adet uzun dönemli ilişki olduğunun tespit edilmesi, hata düzeltme modelindeki hata düzeltme terimi katsayısının (-0.307) istatiksel olarak anlamlı olması ve uzun dönem eşbütünleşme denkleminde ihracat (LNEX) değişkeni katsayısının istatiksel olarak anlamlı olması, uzun dönemde ihracat ile ithalat arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermektedir.

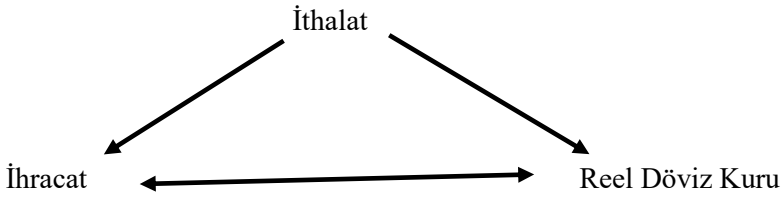
Kısa dönem Granger (1969) nedensellik analizi için ise VEC Blok Nedensellik Testi (Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test) faydalanılmıştır. VECM'e dayalı Granger nedensellik analizi için uygun gecikme uzunluğunun 3 ve serilerin durağan olduğunu belirtmek gerekir.

Tablo 9. VECM'e Dayalı Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: ΔLNIM			
Dışta Tutulan	**Ki Kare (x^2) Değeri**	**df**	**Olasılık Değeri**
ΔLNEX	4.216142	2	0.1215
ΔLNRER	0.992918	2	0.6087
Hepsi	7.480309	4	0.1126
Bağımlı Değişken: ΔLNEX			
Dışta Tutulan	**Ki Kare (x^2) Değeri**	**df**	**Olasılık Değeri**
ΔLNIM	8.555421	2	0.0139
ΔLNRER	9.038703	2	0.0109
Hepsi	14.24214	4	0.0066
Bağımlı Değişken: ΔLNRER			
Dışta Tutulan	**Ki Kare (x^2) Değeri**	**df**	**Olasılık Değeri**
ΔLNIM	13.94491	2	0.0009
ΔLNEX	11.72476	2	0.0028
Hepsi	15.49534	4	0.0038

Tablo 9'daki Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, %1 anlam düzeyinde reel döviz kuru ile ihracat arasında çift yönlü nedensellik söz konusudur. Ayrıca, ithalattan ihracata ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu sonuçlar Grafik 2'de resmedilmiştir.

Grafik 2: Nedensellik İlişkisinin Yönü



4. Sonuç

Bu çalışmada reel döviz kuru (LNRER), ithalat (LNIM) ve ihracat (LNEX) arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri, 1990:1-2019:3 dönemine ait üçer aylık verilere dayalı olarak araştırılmıştır. Durağanlık sınaması ADF ve PP birim kök testleri ile Lee- Strazicicich iki yapısal kırılmalı LM birim kök testleri ile yapılmıştır. Seriler arasındaki uzun dönemli (eşbütünleşik) ilişkiler Johansen eşbütüneşme testi ile araştırılmıştır. Vektör hata düzeltme modeli ile seriler arasındaki ilişkilerde kısa dönemli sapmaların uzun dönemde dengeye geldiği teyit edilmiş, değişkenler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkileri VECM'e dayalı Granger nedensellik testi ile incelenmiştir.

Serilerin durağanlık sınamasında ADF ve PP birim kök testlerinin yapısal kırılmaları dikkate alınmamasından doğabilecek sorunların önüne geçmek adına iki yapısal kırılmaya imkân tanıyan Lee- Strazicich (2003) iki kırılmalı LM birim kök testi de analize dahil edilmiştir. Her üç birim kök testi de serilerin düzeyde birim kök içerdiğini, serilerin ancak birinci farkta durağan olduğunu göstermiştir. Eşbütünleşme analizinden önce uygun gecikme uzunluğunun 3 olduğu ve serilerin otokorelasyon içerip içermediğine yönelik tespit yapılmış, bu noktada eşbütünleşme analizine geçiş için bir sorun olmadığı sonucuna varılmıştır. Modeldeki değişen varyans sorunu bağımsız değişkenlerin dönüştürülmesiyle (logaritması alınmasıyla) çözülmüştür. Seriler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığı, Johansen eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. İthalatın bağımlı değişken olduğu modelde seriler arasında bir adet eşbütünleşik ilişki tespit edilmiştir.

Seriler arasındaki eşbütünleşme katsayısı ve yönü için vektör hata düzeltme modeli kullanılmıştır. VECM uzun dönem sonuçlarına göre, ithalatın (LNIM) bağımlı değişken olduğu modelde, açıklayıcı değişkenlerden ihracatın (LNEX) katsayısı istatistiksel olarak anlamlı iken, reel döviz kuru (LNRER) katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Buna göre, ihracat ile ithalat arasında bir adet uzun dönemli ilişki vardır. İhracattaki %1'lik artış, ithalatı %0.96 oranında artırmaktadır. Ayrıca modelin hata düzeltme katsayısının (ECT) istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olması, model dengesinde kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde yeniden dengeye doğru yakınsadığı görülmüştür. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların yaklaşık 3.3 dönem (10 ay) sonra ortadan kalktığı ve uzun dönem dengesine ulaşıldığı tespit edilmiştir.

Kısa dönemde seriler arasındaki nedensellik ilişkisi ise VECM modeline dayalı Granger nedensellik (Granger Nedensellik/ Blok Dışsallık Wald Testi) testi ile araştırılmıştır. Kısa dönemde, ihracat ile reel döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken, ithalattan ihracata ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu sonuç, literatürde Türkiye ile ilgili yapılan diğer çalışmalarla birebir örtüşmese de kısmi benzerlik söz konusudur. Bunun nedeni, incelenen dönemin diğer çalışmalara göre daha uzun olması ve yapılan analizlerin farklılığıdır.

İthalattan ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine bakıldığında, Türkiye'de ithalata yönelik kısıtlamaların ihracatı olumsuz etkileyeceği görülmektedir. Türkiye'de toplam ithalatın yaklaşık %90'lık kısmının ara ve yatırım mallarından oluştuğu göz önüne alınırsa, üretim ve ihracatın ne kadar dışa (ithalata) bağımlı

olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu noktada reel döviz kurundan ithalata doğru bir nedensellik olmaması anlamlıdır. Reel kurdaki değişmeler hem kısa hem de uzun dönemde ithalatı etkilememektedir. Kur hangi düzeyde olursa olsun ekonomide büyüme ve ihracat için mutlaka ithalat yapılması gerekir. İthalatın artması dış ticaret açığının artmasına yol açacağı için bu durum kur üzerindeki baskıyı artıracaktır.

Reel döviz kuru ile ihracata arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisine bakılırsa, reel döviz kurundaki yükselme kısa dönemde ihracatı olumlu etkilemekte, ihracattaki artış da kısa dönemde reel kurun aşağı yönlü hareketine katkı sağlamaktadır. İthalattan ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine bakıldığında, ihracatın arttırılabilmesi ithalattaki artışla gerçekleşebilmektedir. Bu ise dış ticaret dengesinin (geniş anlamda cari işlemler dengenin) daha fazla açık vermesine ve kur üzerindeki baskının artmasına yol açacaktır.

Reel kur ile ihracat arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisine karşılık reel kurdan ithalata doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmaması, Türkiye'de incelenen dönemde, J eğrisinin tam olarak geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, reel döviz kuru ile ithalat ve/veya ihracat arasında anlamlı bir eşbütünleşik ilişkinin olmaması, uzun dönemde Türkiye'de döviz kurunun belirlenmesinde dış ticaret dengesindeki gelişmelerin etkisinin giderek azaldığını göstermektedir. Sonuç olarak Türkiye'de uluslararası sermaye hareketlerinin serbest bırakıldığı dönemde Türkiye ekonomisinde döviz kurlarının asıl belirleyiciliğinde ibre dış ticaret dengesinden uluslararası sermaye hareketlerine kaymıştır. Türkiye dış ticaret dengesinin açık verdiği dönemlerde başta para politikası olmak üzere diğer ulusal ve uluslararası alandaki gelişmeler reel döviz kurunu etkilemiştir.

Mevcut koşullar altında büyüme trendini sürdürmek ve ihracatını artırmak isteyen bir Türkiye ekonomisi için ithalatın artması kaçınılmazdır. Söz konusu ikilem, Türkiye'nin dış ticaret dengesini, cari işlemler dengesini ve ödemeler bilançosunu olumsuz etkilemekte ve kısa dönemde döviz kurları üzerinde baskı yaratmaktadır. Döviz kurundan ithalata doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmaması, reel döviz kurundaki artışın ithalata ciddi bir etkisinin olmayacağı anlamına gelir. İthalattaki ara ve yatırım mallarının ağırlığı dikkate alındığında, ekonomik büyüme ve ihracatı olumsuz yönde etkilemeden ithalatın kısılması için Türkiye'nin ara ve yatırım mallarının yurt içinde daha düşük maliyet ve daha yüksek kalite ile üretimini teşvik etmesi gereklidir. Bu tedbirler neticesinde daha fazla ihracat için daha fazla ithalat yapma gerekliliği ortadan kalkacak ve dışa bağımlılık azalacak, dış ticaret dengesinde ciddi iyileşme sağlanacak ve cari açık sorun olmaktan çıkacaktır. Böylece Türkiye'nin kısa vadeli sermaye hareketlerine duyarlılığı azalacaktır.

Kaynakça

Aktaş, C. (2010) "Türkiye'de Reel Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin VAR Tekniğiyle Analizi" ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 6(11), s. 123-140.

Alper, F. (2014) "Impact of Exchange Rate Volatility on Trade: A Literature Survey" Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 23(2): s. 29-46.

Alptekin, V. (2009) "Türkiye'de Dış Ticaret-Reel Döviz Kuru İlişkisi: Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi Yardımıyla Sınanması" Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi, 2(2), s. 132-149.

Altın, H., Süslü, C. (2017) "Türkiye İçin Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin İncelenmesi" Aksaray Üniversitesi İİBF Dergisi, 9(2), s. 105-112.

Arize, C. A., Osang, T., Slottje, D. J. (2008) "Exchange Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade" International Review of Economics & Finance, 17(1), s. 33-44, DOI: 10.1016/j.iref.2006.01.004

Arize, C. A., Osang, T., Slottje, D. J. (2000) "Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDC's" Journal of Business and Economic Statistics, 18(1), s. 10-17, DOI: 10.1080/07350015.2000.10524843

Ay, A., Özşahin, Ş. (2007) "J Eğrisi Hipotezinin Testi: Türkiye Ekonomisinde Reel Döviz Kuru Dış Ticaret Dengesi İlişkisi" Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi, 26(1), s. 1-23.

Ayhan, F. (2019) "Türkiye Ekonomisinde Döviz Kuru Oynaklığının Dış Ticaret Üzerindeki Etkisinin Analizi" Business and Economics Research Journal, 10(3), s. 629-647.

Baba, Y., Hendry, D. F., Starr, R. M. (1992) "The Demand for M1 in he USA, 1960–1988" The Review of Economic Studies, 59, s. 25–61. http://dx.doi.org/10.2307/2297924

Bahmani-Oskooee, M. ve Domaç, İ. (1995) "Ex port Growth and Economic Growth in Turkey: Evidence from Cointegration Analysis" METU Studies in Development, 22(1), s. 67-77.

Barışık, S., Demircioğlu, E. (2006) "Türkiye'de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilite, İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001)" ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 2(3), s. 71-84.

Bozdan, D. N., Özenci, İ., Keskin Benli, Y. (2018) "Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkisinin Analizi: Ampirik Bir Çalışma" Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 10(25), s. 638-649.

Chowdhury, A. R. (1993) "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error Correction Models" The Review of Economics and Statstics, 76, s.700 – 706.

Cushman, D. O. (1983) "The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade" Journal of International Economics, 15 (1–2), s. 45-63.

Çatalbaş, N. (2016) "The Relationship Among Nominal Exchange Rate, Import and Export in Turkey for the Period 1988:1 to 2015:3" International Research Journal of Applied Finance, 7(4), s. 11-25.

Çil Yavuz, N., Güriş, B., Kıran, B. (2010) "Reel Döviz Kurunun Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Türkiye İçin Marshall-Lerner Koşulunun Testi" İktisat İşletme ve Finans, 25(287), s. 69-90.

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

Değer, O. Demir, M. (2015) "Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği" Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, 52(604), s. 7-21.

Demir, İ. Sivri, U. (2019) "Enflasyon Direncinin Yapısal Kırılmalar Dikkate Alınarak Otoregresif Modelleme İle Analiz Edilmesi: Türkiye Örneği" EKEV Akademi Dergisi, 23(79), s. 255-275.

Dickey, D.A., Fuller, W. A. (1979) "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root" Journal of American Statistical Association, 74 (366), s. 427-431.

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

Enders, W. (2015) Applied Econometric Time Series. Fourth Edition, Wiley: Alabama.

Engle, R., Granger, C. W. J. (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" Econometrica, 55(2), s. 251-276.

Göçer, İ., Özdemir, A. (2012) "2008 Küresel Krizinin Yayılma Süreci ve Etkileri: Seçilmiş Ülkeler İçin Ekonometrik Bir Analiz" Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 14(1), s. 191-210.

Gürbüz, H., Çekerol, K. (2002) "Reel Döviz Kuru ile Dış Ticaret Haddi ve Bileşenleri Arasındaki Uzun Dönem İlişki" Afyon Kocatepe İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 4(2), s. 31-47.

Granger, C. W. J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods" Econometrica, 37(3), s. 424-438.

Gül, E., Ekinci, A. (2015) "Türkiye'de Reel Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1990-2006" Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 16 (16).

Hepaktan, E. Çınar, S., Dündar, Ö. (2011) "Türkiye'de Uygulanan Döviz Kuru Sistemlerinin Dış Ticaret ile İlişkisi" Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, 3(5): s. 62-82.

Johansen, S. (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models" Econometrica, 59(6), s. 1551-1580.

Johansen, S. (1988) "The Mathematical Structure of Error Correction Models. Comtemporary", Mathematics, 80, s. 359-386.

Johansen, S., Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to The Demand for Money" Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, s. 169-210.

Karaçor, Z., Gerçeker, M. (2012) "Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği (2003-2010)" Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 23, s. 289-312.

Karagöz, M., Doğan, Ç. (2005) "Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği" Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 15(2), s. 219-228.

Karaş, G., Karaş, E. (2017) "Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki: Türkiye Özelinde Ekonometrik Bir Değerlendirme" Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10, s. 27-46.

Karluk, S. R. (2009) Uluslararası Ekonomi. Geliştirilmiş 9. Baskı, Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.: İstanbul.

Kızıltan, A., Ciğerlioğlu, O. (2008) "Türkiye'de Reel Döviz Kuru Değişmelerinin İhracat ve İthalata Etkisi" EKEV Akademi Dergisi, 36, 49-50.

Köse, N., Ay, A., Topallı, N. (2008) "Döviz Kuru Oynaklığının İhracata Etkisi: Türkiye Örneği (1995–2008)" Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 10(2), s. 25-45.

Lee, J., Strazicich, M. C. (2004) "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Breaks" Economics Bulletin, 33(4).

Lee, J., Strazicich, M. C. (2003) "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks" The Review of Economics and Statistics, 85(4), s. 1082–1089.

Öztürk, S., Demir, H. (2018) "Döviz Kuru, İhracat Ve İşsizlik İlişkisi: Türkiye Örneği" ISPEC International Journal of Social Sciences & Humanities, 2(1), s. 30-43.

Phillips, P. C. B., Perron, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" Biometrika, 75(2), pp. 335-346

Perron, P. (1990) "Testing for A Unit Root in A Time Series with A Changing Mean" Journal of Business and Economic Statistics, 8, s. 153-162.

Sarı, A. (2010) "Döviz Kuru Oynaklığının İthalata Etkileri: Türkiye Örneği'' İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Ve İstatistik Dergisi, 11, s. 31-44.

Sevüktekin, M., Çınar, M. (2014) Ekonometrik Zaman Serileri Analizi. Genişletilmiş 4. Baskı: Dora: Bursa

Seyidoğlu H. (2003) Uluslararası İktisat Teori ve Politika Uygulamaları. 15. Baskı, Güzem Yayınları: İstanbul.

Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality" Econometrica, 48, s. 1- 48.

Sivri, U., Usta, C. (2001) "Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki" Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 19(4), s. 1-9.

Stock, J. H., Watson, M. (1993) "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems" Econometrica, 61, pp.783–820. http://dx.doi.org/10.2307/2951763

Sugiharti, L., Esquivias, M. A., Setyorani, B. (2020) "The Impact of Exchange Rate Volatility on Indonesia's Top Exports to The Five Main Export Markets" Heliyon, 6(1) https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e03141

Şahin, D., Durmuş, S. (2019) "Türkiye'de Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi", Karabük Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(1), s. 210-223.

Tapşın, G., Karabulut, A. (2013) "Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği" Akdeniz İİBF Dergisi, 26, s. 190-205.

Tarı, R. (2012) Ekonometri. 8. Baskı, Umuttepe Yayınları: Kocaeli.

Taş, T., Uysal, D. (2013) "Reel Döviz Kuru" Aksaray Üniversitesi İİBF Dergisi, 5(1), s. 41-63.

Terzi, H., Zengin, A. (1999) "Kur Politikasının Dış Ticaret Dengesini Sağlamada Etkinliği: Türkiye Uygulaması" Ekonomik Yaklaşım, 10(33), 48-65.

Terzi, H., Zengin, A. (1995) "Türkiye'de Kur Politikası, İthalat, İhracat ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisinin Ekonometrik Analizi" Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 11(1-2), s. 247-266.

Yamak, R., Korkmaz, A. (2005) "Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi" İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Ve İstatistik Dergisi, 2, s. 11-29.

Yıldırım, E., Kesikoğlu, F. (2012) "İthalat-İhracat-Döviz Kuru Bağımlılığı: Bootstrap ile Düzeltilmiş Nedensellik Testi Uygulaması" Ege Akademik Bakış, 12(2), s. 137-148.

Yılmaz, Ö., Kaya, V. (2007) "İhracat, İthalat ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye İçin Bir VAR Modeli" İktisat İşletme ve Finans, 20 (250), s.69-84.

Yücesan, M., Torun, M., Kurt, S. (2017) "Döviz Kuru Değişimlerinin Dış Ticaret Üzerine Etkileri: Türkiye'nin Yeni Dış Ticaret Pazarları Arayışında Seçilmiş Ülke Grupları Üzerine Ekonometrik Bir Analiz" Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi, 10(52), s. 1288-1297.

E-ISSN:
2547-9628

© Copyright of Journal of Current Researches on Business and Economics is the property of Strategic Research Academy and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.