Araştırma Makalesi/Research Article

Reel Döviz Kurunun Türkiye İmalat Sanayi İhracatı Üzerine Etkisi: Doğrusal Olmayan Panel ARDL Yaklaşımı[1]

Ferdi AKPİLİÇ[*]
Funda YURDAKUL[**]

Öz

Bu çalışmada, Türkiye için imalat sanayi ihracat miktarı ile reel döviz kuru, reel döviz kuru oynaklığı ve yurt dışı talep arasındaki ilişki 2013.01-2021.09 dönemi aylık verileri ile incelenmektedir. Modellerde yer alan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi ile ortaya koyulmuş ve panel ARDL tahmin sonuçları yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliği göz önünde bulunduran CS-ARDL panel tahmincisi ile elde edilmiştir. Analiz sonuçları, katsayı büyüklüklerinin ve anlamlılığının ülkelere göre farklılaştığını göstermektedir. Bu kapsamda ihracatı etkileyen faktörlerin tespitinde ve ihracatı artırmaya yönelik uygulanacak politikalara yön vermesi açısından ülke bazında sonuçların elde edilmesinin daha doğru olacağı değerlendirilmektedir.

Anahtar Kelimeler*: Doğrusal Olmayan Panel ARDL, İhracat, Reel Döviz Kuru*

[1]Bu makale, Ankara HBVÜ Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Ekonometri doktora programında Prof.Dr. Funda YURDAKUL'un danışmanlığında hazırlanan "Dış Talebin ve Reel Kurun Ürün Grubu Bazında Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi" adlı doktora tezinden yararlanılarak yazılmıştır.

[*]Hazine ve Maliye Uzmanı, Hazine ve Maliye Bakanlığı, Ekonomik Programlar ve Araştırmalar Genel Müdürlüğü, ferdiakpilic@gmail.com; https://orcid.org/0000-0002-7692-4651
[**]Prof.Dr., Ankara HBVÜ, İİBF, Ekonometri Bölümü, funda.yurdakul@hbv.edu.tr; https://orcid.org/0000-0002-3910-0186

Makalenin Gönderilme Tarihi: 01.02.2022 **Kabul Tarihi:** 30.06.2022

The Effect of Real Exchange Rate on Turkish Manufacturing Industry Exports: Non-Linear Panel ARDL Approach

Abstract

In this study, the relationship between the manufacturing industry exports and the real exchange rate, real exchange rate volatility and foreign demand were analyzed for Turkey for the 2013 January-2021 September period. The long-term relationship between the variables was analyzed by the Westerlund (2007) panel cointegration test, and the model estimation results were obtained with the CS-ARDL panel estimator, which takes into account cross-sectional dependence and heterogeneity. The results show that the coefficient sizes and significance of the variables differ among the countries. Therefore, obtaining country-based results would be more accurate to determine the influencing factors in order to guide the implementation of policies for increasing exports.

Keywords*: Non-Linear Panel ARDL, Export, Real Exchange Rate*

JEL Classification Codes: *F14, N70, O24*

Giriş

Serbest kur rejimine geçişin başladığı 1970'lerin başından itibaren döviz kuru ve ticaret arasındaki ilişki hem akademi dünyasının hem de politika yapıcıların ilgi odağı olmuştur. Ekonomik büyümenin desteklenmesi ve aynı zamanda sürdürülebilir bir dış açık için dış ticaret gelişmelerine yön verecek politikalar önem arz etmektedir. Öte yandan tüm alanlarda ilerleyen teknoloji ve iletişim ile küreselleşmede ciddi bir artış yaşanmıştır. Hızla ilerleyen küreselleşme ortamında ülkeler de bu gelişmeye ayak uydurmaya çalışmış ve artıştan en yüksek payı alma yarışına girmişlerdir. Küresel üretim ve ticarette söz sahibi olmak, küresel değer zincirlerine dâhil olmayı gerektirmektedir. Bu çerçevede uygulamaya konulacak politikalar da son derece önem kazanmıştır.

Küresel düzeyde 1973 yılından itibaren Bretton Woods sisteminin çöküşü ile birlikte dalgalı kur rejimine geçilmiştir. Gelişmekte olan ekonomilerin gelişen dünya finansal sistemine entegrasyonu, finansal sektörleri serbestleştirmeyi amaçlayan bir dizi politika ile sağlanmıştır. Finansal serbestleşmenin amacı tasarruflara ek olarak ekonomik verimliliği artırarak büyümeyi ve istikrarı sağlamaktır (Boratav ve Yeldan, 2006:3).

Bu gelişmeleri takiben 1980 sonrası dönemde hızla gerçekleşen ekonomik serbestleşmeyle birlikte ülkeler arasında ticaret ve yatırım ilişkisi hız kazanmıştır. Bir yandan kurda yaşanan değer kayıpları ile birlikte ihracat artarken diğer yandan ithalat üzerindeki kısıtlamalar zamanla kaldırılmıştır. Ticari serbestleşme ve dalgalı döviz kuruna geçişle birlikte ihracatı artırmaya yönelik uygulanacak politikalar çerçevesinde kur hareketlerindeki

belirsizliğin ihracatı hangi yönde etkilediği konusu tartışılmaya başlanmıştır. Ticarete konu malların satışı için yapılan sözleşmeler ile teslim tarihleri arasında belirli bir zaman diliminin bulunmasına ek olarak ticaretin döviz ile yapılması, ticaret hacminin kur hareketlerinden önemli ölçüde etkilenmesine neden olmaktadır.

Bu gelişmeler doğrultusunda dış ticaret kapsamında uygulamaya konulacak politikaların başında üretimi ve rekabet gücünü artıracak yapısal adımların yanında, kur gelişmelerinin de ticaret üzerinde etkisi olabileceği üzerine değerlendirmeler ortaya atılmıştır. Diğer yandan küreselleşmenin hızla artması ile dış ticaret dengesi, ihracat ve ithalat ile döviz kuru ilişkisinin hala geçerliliğini koruyup korumadığı sorusu gündemdeki yerini korumaktadır. Bu çerçevede döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkisi ekonometrik yöntemler ile analiz edilmeye devam edilmektedir. Bu konuda yapılan çalışmaların bir kısmı doğrudan döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerine etkisini araştırırken bir kısmı da ihracat ve ithalat üzerine ayrı ayrı etkilerini ortaya koymaya çalışmaktadır (Acaravcı ve Öztürk, 2002; Kasman ve Kasman, 2005; Tarı ve Yıldırım, 2009; Kızıldere vd., 2014; Kılıç, 2014; Değer ve Demir, 2015; Alev, 2020; Acaravcı ve Dağlı, 2021). Bu çalışmaların bir bölümünde ampirik bulgular döviz kurunun ihracat ve ithalat üzerindeki etkisinin yön, büyüklük ve istatistiksel olarak anlamlılık açısından farklılaştığını göstermektedir. Bu durum toplam dış ticaret yerine döviz kurunun ihracat ve ithalat üzerine etkilerinin ayrı ayrı incelenmesinin uygun olacağı görüşünü desteklemektedir. Diğer yandan ülke bazında ele alınan çalışmalar, dış ticaretin fiyat ve gelir esnekliklerinin coğrafi ve ekonomik bölgelere göre farklılık gösterdiği sonucunu vermiştir (Bozok vd., 2015; Asteriou vd., 2016; Barak ve Naimoğlu, 2018; Arize vd., 2017; Gül, 2018). Söz konusu çalışmalar ile ortaya koyulan sonuçlar halen döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkisinin net olmadığını gündeme getirmektedir. Ayrıca yapılan çalışmalar, dış ticaret ve döviz kuru ilişkisinin bölge bazından çok ülke bazında ele alınması ile daha doğru sonuçlara varılacağını göstermektedir.

Döviz kurunun değer kazandığı ve kaybettiği dönemlerde dış ticaret üzerine olan etkisinin aynı olmadığını savunan görüşler de son dönemde ilgi toplamıştır. Yapılan çalışmalar döviz kurunun dış ticaret üzerinde asimetrik bir etkisinin olduğuna, dış ticaret gelişmelerinin döviz kurunun arttığı veya azaldığı dönemlerde farklı tepkiler verdiğine dair kanıtlar ortaya koymuştur (Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu, 2017; Gül, 2018; Bilgin, 2020).

Bu çalışmada döviz kurundaki artış veya azalış dönemlerinin imalat sanayi ihracat üzerindeki etkisi araştırılmak istenmiştir. Türkiye'nin toplam ihracatının %90'dan fazlasını imalat sanayi ihracatı oluşturmaktadır. Özellikle katma değeri yüksek ürünlerin sanayi sektörü ürünlerinden oluşması, sanayi sektörünün hem üretim hem de istihdam açısından önemli bir paya sahip olması bu sektörün ekonomik büyümeye olan katkısının son derece önemli olduğunu göstermektedir (Bakkaloğlu, 2020:68). Bu

çerçevede sanayi ürünleri üretimini ve ihracatını artıracak politikalar önem kazanmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada döviz kuru gelişmeleri ile imalat sanayi ihracatı arasındaki ilişki incelenerek uygulanacak politikalara katkı sağlamak amaçlanmaktadır. Bunun için Türkiye ekonomisinin 2013.1-2021.9 arasında gerçekleşen döviz kurundaki artış ve azalış döneminin, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisinin aynı olamayacağı varsayımı ile döviz kurunun imalat sanayi ihracatı üzerindeki asimetrik etkisi incelenmiştir. Döviz kurunun yanında kontrol değişkenleri olarak yurt dışı talebin ve kur oynaklığının imalat sanayi ihracatını nasıl etkileyeceği de araştırılmak istenmiştir.

İhracat ile ilgili yapılan çalışmalarda genellikle klasik zaman serisi veya klasik panel veri ile uyumlu tahmin yöntemleri kullanılmıştır. Klasik panel veri tahmin yöntemleri her ne kadar zaman ve yatay kesit boyutu ayrımını gözetse de birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığını ve katsayı heterojenliğini göz ardı etmektedir. Herhangi bir ülkede yaşanan ekonomik şokların diğer ülkelerde hissedilmesi durumu olan yatay kesit bağımlılığı ile sanayi malları ihracatının döviz kuru ve dış talebe duyarlılığının bütün ülkeler için aynı olamayacağı varsayımı ile ortaya çıkan heterojenlik durumunun göz önüne alınmaması hatalı çıkarımlara neden olabilecektir. Dolayısıyla bu çalışmada, değişkenlerin yatay kesit bağımlılığını ve birim katsayılarında heterojenlik durumunu dikkate alan Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi ile değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı analiz edilmiştir. Diğer yandan döviz kurunun artış ve azalış kaydettiği dönemlerde, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkiyi incelemek için doğrusal olmayan Panel ARDL (Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli) yöntemi kullanılmış ve Yatay Kesit Genişletilmiş Panel ARDL (CS-ARDL) tahmincisi ile tahmin sonuçları elde edilmiştir. Bu çerçevede çalışmanın güncel bir çalışma olmasının yanında ülke ve asimetrik ilişkilerin ayrı olarak ele alındığı çalışmaları bir araya getirmesi ve iktisadi açıdan yapılan yorumlara farklı bir açıdan yaklaşması nedeniyle literatüre katkı sağlaması düşünülmektedir.

Bu çalışma giriş bölümü dahil beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde konu ile ilgili yapılan çalışmalardan bahsedilmiştir. İkinci bölümde Türkiye'deki ihracat gelişmeleri ile ilgili bilgiler yer alırken ampirik analiz ve sonuçlarına üçüncü bölümde değinilmiştir. Dördüncü bölüm olarak genel değerlendirmenin yer aldığı sonuç bölümü yer almaktadır.

1. Literatür Taraması

Literatürde döviz kurunun ve döviz kurundaki artış ve azalışların hem dış ticaret üzerinde hem de ihracat ve ithalat üzerinde ayrı ayrı etkisini ortaya koyan çok sayıda çalışma vardır.

Küresel boyutta yapılan çalışmalar kapsamında Goldstein ve Khan (1978), dış talep ve göreli fiyatların ihracat üzerine etkisini ihracat talep modeli kapsamında incelemiş ve fiyat esnekliklerinin çalışma kapsamındaki

ülkelerin büyük bölümünde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ülkelerin büyük kısmında fiyat esnekliği 1'den büyük değer alırken yurt dışı gelir esnekliği ise bütün ülkelerde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretlidir.

Arize (1995), ABD için ihracat talep fonksiyonu çerçevesinde dış talep, göreli fiyat ve kur belirsizliğinin ihracat üzerindeki etkisini incelemiştir. Modele göre ihracat ile ortaya konan ilişkinin dünya geliri için pozitif ve esnek olduğu sonucuna ulaşılırken göreceli fiyat ve döviz kuru belirsizliği için negatif ve esnek olmadığı görülmüştür.

Kemal ve Qadir (2005) Pakistan için yaptıkları çalışmalarında, reel döviz kurunun ihracat ile negatif, ithalat ile pozitif ilişkili olduğu sonucuna varmıştır. Kur oynaklığı ihracat üzerinde etkili olmazken ithalatı olumsuz yönde etkilemektedir. Hooy vd. (2015), Güneydoğu Asya Ülkeleri Birliği (ASEAN) ülkelerinden Çin'e yönelik yapılan ihracatı hem kullanım amacına göre hem de teknoloji sınıflamasına göre alt gruplara ayırarak dış gelir ve reel döviz kurunun ihracat üzerine etkisini ele almışlardır. Sonuçlara göre gelir esnekliği tüm modellerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Reel döviz kuru ile ASEAN'dan Çin'e yapılan toplam ihracat arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki vardır.

Tanzanya ve Etiyopya özelinde yapılan çalışmada, reel döviz kurunun aşırı değerlenmesi ihracatı olumsuz etkilemekte ve reel döviz kurunun değer kaybetmesi ihracatı artırmaktadır (Wondemu ve Potts, 2016). Ahmed vd. (2017) ARDL modeli ile elde ettikleri tahmin sonuçlarına göre, döviz kurunun Pakistan'ın ihracatı üzerinde önemsiz bir etkiye sahip olduğunu, dünya gelirinin ise Pakistan ihracatı üzerinde olumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu belirtmiştir.

Asteriou vd. (2016), Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye için döviz kuru oynaklığının uluslararası ticaret miktarı üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada kur oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi çok düşük olmakla birlikte Türkiye hariç diğer ülkeler için kur oynaklığı ve dış ticaret arasında bir ilişki bulunamamıştır.

Barak ve Naimoğlu (2018) kırılgan beşli olarak belirtilen ülke grubu için Panel ARDL, Granger nedensellik ve varyans ayrıştırması analizleri ile dış ticaret, reel döviz kuru ve dışa açıklık (ticari açıklık) arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Panel ARDL analizi sonuçlarına göre hem uzun dönemde hem de kısa dönemde reel döviz kurunun dış ticaret üzerine etkisi negatif ve katsayısı da istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Reel döviz kurunun dış ticaret üzerine etkisini araştıran yurt içi çalışmaların ilkinde ihracat özelinde etkiyi araştıran Acaravcı ve Öztürk (2002), ihracat ve döviz kuru değişkenliği arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analizi çerçevesinde ele almışlardır. Tahmin sonuçlarına göre döviz kuru belirsizliğinin ihracatı olumsuz etkilediği, dış talebin ihracatı desteklediği ve göreli fiyatlar ile ihracat arasında negatif bir ilişkinin var olduğu görülmüştür.

Şimşek ve Kadılar (2005), ihracat ile dış gelir ve göreli fiyat arasındaki uzun dönemli ilişkiyi sınır testi yaklaşımı ile ele almıştır. Elde edilen bulgular, ihracat ile dış gelir ve göreli fiyatların eşbütünleşik olduğunu ortaya koymuştur ve ihracatın dış gelirden daha çok fiyat değişimlerinden etkilendiğini göstermektedir.

Kasman ve Kasman (2005), reel dış gelir, göreli ihracat fiyatları ve kur oynaklığının Türkiye'nin ana ticaret ortakları ile yaptığı ihracat üzerine etkisini araştırmıştır. Elde edilen sonuçlara göre kur oynaklığı ile ihracat arasında hem kısa dönemde hem de uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki mevcuttur. Reel dış gelir ile ihracat arasında ise uzun dönemde pozitif bir ilişki bulunmaktadır.

Dış gelir, döviz kuru oynaklığı ve reel döviz kurunun ihracat hacmi üzerindeki etkisini inceleyen Tarı ve Yıldırım (2009), reel dış gelirde yaşanan artışların ihracatı desteklediği, reel döviz kuru ve reel döviz kuru oynaklığındaki artışların ise uzun dönemde ihracatı olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Değer ve Demir (2015) ise dış ticaret hacmi ile reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ve eşbütünleşme analizi ile incelemiş ve uzun dönemde reel döviz kurunda görülecek artışların dış ticaret hacmini azalttığını ortaya koymuştur.

Kızıldere vd. (2014) çalışmalarında, reel döviz kurunun Türkiye dış ticareti üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna varmıştır. Çalışmada dış talep ve iç talep ile dış ticaret ilişkisinin iktisadi beklentiler ile uyumlu olduğu görülmüştür.

Kılıç (2014), Türkiye Sanayi Stratejisi Belgesi kapsamında yer alan stratejik sektörler ile reel efektif döviz kuru hareketleri ve reel efektif döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Sonuçlara göre reel döviz kuru ile ihracat arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı, reel döviz kuru ve ithalat arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki mevcuttur. Ayrıca, döviz kuru oynaklığı ihracat artışını desteklerken ithalat ile döviz kuru oynaklığı arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Bozok vd. (2015) yaptıkları çalışmada, Türkiye ihracatının uzun dönemli fiyat ve gelir esnekliklerini tahmin etmiştir. Coğrafi ve ekonomik bölge ayrımında farklı ülke grupları için ayrı ayrı tahmin sonuçları elde edilmiş ve fiyat ve gelir esnekliklerinin ülke gruplarına göre farklılık gösterdiği bulunmuştur.

Tunaer Vural (2016), Türkiye ile Almanya arasında ticarete konu olan ürünler ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli ile irdelemiştir. Ampirik sonuçlar, döviz kuru-ticaret dengesi ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Kazdal ve Gül (2021) çalışmalarında, on yıllık kayan pencerelerde elde edilen tahminler sonucunda, Türk lirasının son yıllardaki reel değer kaybı sonrasında ihracatın reel kur esnekliğinin istatistiksel anlamlılığında ve mutlak büyüklüğünde artışa işaret etmiştir. Bu çerçevede, geçmiş yıllarda reel kurdaki birikimli düşüşün Türkiye'nin ihraç mallarına olan talebi artıran

unsurlardan biri olduğu değerlendirilmektedir. Bununla birlikte bulgular Türkiye'de ihracatın temel belirleyicisinin, ticaret ortaklarının gelirlerindeki değişimler olduğunu ve reel kur hareketlerinin, ihracata dış gelire kıyasla görece daha sınırlı etkide bulunduğunu teyit etmektedir.

Alev (2020), ARDL sınır testi yaklaşımı ile döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının ihracat ve ithalat üzerindeki etkisini araştırmıştır. Analiz sonuçları, kısa dönemde döviz kuru oynaklığının, uzun dönemde ise reel efektif döviz kurunun ihracat üzerinde negatif etkisi olduğunu göstermiştir. Diğer yandan döviz kuru oynaklığının kısa ve uzun dönemde ithalat üzerinde istatistiki açıdan anlamlı negatif etkisinin olduğu; reel efektif döviz kurunun ise uzun dönemde negatif anlamlı etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Acaravcı ve Dağlı (2021) çalışmalarında, reel gelir, reel döviz kuru ve reel döviz kuru oynaklığının, reel ithalat ve reel ihracat üzerindeki etkisini araştırmış, uzun ve kısa dönem model katsayılarının tahmini için ARDL sınır testini kullanmıştır. Analiz sonuçlarına göre, ithalat ile yurt içi gelir ve reel döviz kuru arasında pozitif ve istatistiksel bakımdan anlamlı bir ilişki bulunmuş; ihracat modelinde ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunamamıştır.

Döviz kurunun dış ticaret üzerine etkisini doğrusal modeller ile ele alan çalışmaların yanında, döviz kurunun dış ticaret üzerinde doğrusal olmayan etkisini inceleyen çalışmalar da vardır. Bu kapsamda Arize vd. (2017), Çin, İsrail, Kore, Malezya, Pakistan, Filipinler, Rusya ve Singapur olmak üzere 8 ülke için reel efektif döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerine etkisini Doğrusal Olmayan ARDL (NARDL) yöntemi ile ele almıştır. Sonuçlar uzun dönemde ülkelerin büyük kısmında asimetrik ilişkinin var olduğunu göstermiş ve reel döviz kurunun değer kaybettiği dönemlerde dış ticaret dengesinin tepkisinin, reel döviz kurunun değer kazandığı dönemlere kıyasla daha güçlü olduğunu göstermiştir.

Bahmani-Oskooee ve Aftab (2017), reel döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki asimetrik etkisini araştırmak üzere ABD-Malezya ticaretine konu olan sektörler için NARDL yöntemiyle model tahmin sonuçlarını elde etmiştir. Tahmin sonuçları, sektörlerin üçte birinde kısa ve uzun dönemde reel döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki asimetrik etkisinin varlığını desteklemiştir.

Döviz kuru ile dış ticaret arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi ele alan yurt içi çalışmalar kapsamında, Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017), Türkiye'nin 11 önemli ticaret ortağı ile yaptığı ticareti NARDL yaklaşımıyla incelemiştir. Her ülke için ayrı oluşturulan model tahmin sonuçları, döviz kuru değişimlerinin ikili ticaret üzerinde asimetrik etkisinin bulunduğuna dair kanıtlar sunmuştur.

Gül (2018), yaptığı çalışmada altın hariç ihracatın, reel döviz kuru ve dış talep gelişmelerine karşı gösterdiği tepkiyi NARDL tahmin yöntemi ile ele almıştır. Analiz sonuçlarına göre Türkiye'nin ihracat yaptığı ülkelerin

yarısında, reel döviz kuru ile ihracat arasında anlamlı bir asimetrik ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

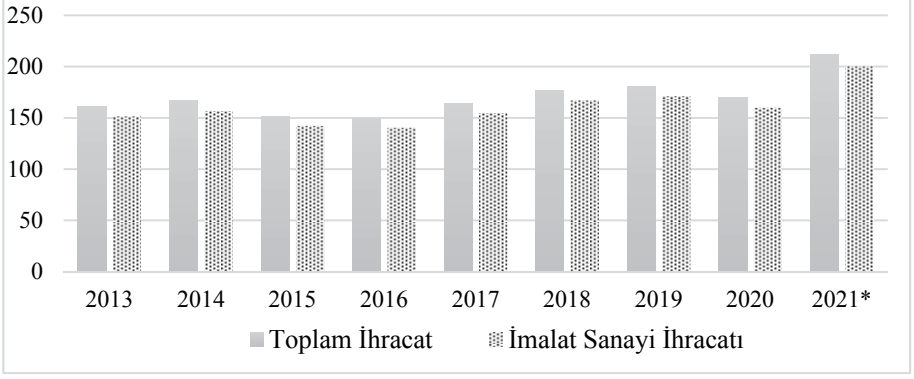
Gerni vd. (2018), Türkiye ihracatı ile ithalat ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi hem ARDL hem de NARDL yöntemleri ile ele almıştır. Elde edilen sonuçlar uzun dönemde ihracat ile ithalat ve döviz kuru gelişmeleri arasında asimetrik bir ilişkiye ilişkin bir kanıt bulunmadığını göstermiştir.

Bilgin (2020), reel döviz kurunun Türkiye'nin seçilmiş imalat sanayi ürünleri ihracatı üzerindeki asimetrik etkisini NARDL yöntemiyle ele almıştır. Tahmin sonuçları reel döviz kurunun değer kazandığı ve kaybettiği dönemlerde sektörel ihracat üzerindeki etkisinin farklılaştığını göstermiştir.

2. Türkiye'nin İhracatındaki Gelişmeler

Türkiye'de 1980 sonrası ticari ve finansal serbestleşme başta olmak üzere birçok ekonomik reformu içeren istikrar programı ile ülkeler arasındaki ticaret ve yatırım ilişkileri hız kazanmıştır. Bir yandan kurda yaşanan değer kayıpları ile birlikte ihracat artarken diğer yandan ithalat üzerindeki kısıtlamalar zamanla kaldırılmış ve dış ticaret hacminde yükseliş görülmüştür. Bu gelişmeler doğrultusunda 1980 yılında 2,9 milyar dolar olan Türkiye ihracatı, 2013 yılında 161,5 milyar dolar düzeyinde gerçekleşmiş, 2016 yılında 149,3 milyar dolar ile son 9 yılın en düşük seviyesine gerilemiştir. İlerleyen yıllarda uygulanan pazar ve ürün çeşitlendirmesi neticesinde yıllık ihracat 2019 yılında 180,8 milyar dolar düzeyine ulaşmıştır. 2020 yılı başında ise küresel düzeyde Covid-19 salgını nedeniyle bir önceki yıla göre ihracat %6,2 oranında azalarak 169,6 milyar dolar düzeyine gerilemiştir. 2021 yılında ise salgının etkilerinin yavaşlaması ve canlanan dış talep ile ihracat 2021 Eylül ayı itibarıyla 12 aylık birikimli olarak 212,2 milyar dolar değerine ulaşmıştır (Şekil 1).

Şekil 1: Türkiye'nin İhracatındaki Gelişmeler (Milyar Dolar)



Not: (*) 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla 12 aylık birikimli veridir.
Kaynak: TÜİK

Ekonomik faaliyetlere (ISIC, Rev.4) göre ihracat gelişmeleri incelendiğinde, 2013-2020 döneminde ortalama olarak imalat sanayi

ihracatı, toplam ihracatın yaklaşık %94,2'lik bir kısmını oluşturmaktadır. İmalat sanayi ihracatı 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla 12 aylık birikimli olarak 200,2 milyar dolar seviyesinde gerçekleşmiştir. Diğer taraftan 2013-2020 yılları arasında Türkiye imalat sanayi ihracatı içindeki payı en yüksek olan ülkenin Almanya olduğu görülmektedir. Almanya'yı, Birleşik Krallık, ABD, Irak, İtalya, Fransa, İspanya, Hollanda ve İsrail izlemektedir (Tablo 1).

Tablo 1: Ülkeler Bazında İmalat Sanayi İhracat Gelişmeleri (Milyar Dolar)

Ülkeler	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Almanya	14,4	15,8	14,1	14,7	15,9	16,9	16,1	15,4
Birleşik Krallık	9,0	10,0	10,7	11,8	9,8	11,3	11,1	11,1
ABD	6,3	6,5	6,6	6,7	8,8	8,7	8,7	9,9
Irak	12,0	12,1	9,1	7,6	9,1	8,5	9,5	8,5
İtalya	7,2	7,2	6,8	7,5	8,4	9,7	9,4	7,7
Fransa	6,5	6,7	6,0	6,2	6,8	7,6	7,9	7,1
İspanya	4,4	4,7	4,8	5,1	6,4	7,8	7,9	6,4
Hollanda	3,5	3,3	3,1	3,5	3,8	4,8	5,5	4,9
İsrail	2,7	3,0	2,7	2,9	3,4	3,9	4,4	4,6

Kaynak: TÜİK.

3. Ampirik Analiz

3.1. Model ve Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye'nin ihracat yaptığı 54 ülkeyle[2] olan imalat sanayi ihracat miktarı ile reel döviz kuru, reel döviz kuru oynaklığı ve yurt dışı talep arasındaki ilişki 2013.01-2021.09 dönemi aylık verileri ile incelenmektedir. Çalışmada kullanılan model, Goldstein ve Khan (1978)[3] tarafından önerilen standart ihracat talep modeline dayanmaktadır. Bu modeldeki değişkenlere reel döviz kuru oynaklığı değişkeni eklenmiş ve tahmin edilecek model aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

$$X_t = f(Y_t, RER_t, VOL_t) \quad (1)$$

Çalışmada değişkenlere ait aylık veriler kullanıldığı için serilerde mevsimsel etkiler görülmektedir. Serilerde gözlenen mevsimsel etkiler ekonominin bütünü içinde birlikte hareket ettikleri diğer serileri de etkileyeceğinden, serilerin mevsimsel etkilerden arındırılması

[2]Türkiye ekonomisinin toplam ihracatı içindeki payı ortalama 0,25 ve üzerinde olan 54 ülke alınmıştır. Çalışmaya dâhil edilen 54 ülkenin 2016-2020 döneminde ortalama olarak Türkiye'nin toplam ihracatı içindeki payı %86 düzeyindedir. Söz konusu ülkeler; ABD, Almanya, Avusturya, Azerbaycan, BAE, Belçika, Birleşik Krallık, Bulgaristan, Çekya, Cezayir, Çin, Danimarka, Fransa, Güney Kore, Hindistan, Hollanda, Irak, İran, İspanya, İsrail, İsveç, İsviçre, İtalya, Kanada, Katar, Kazakistan, Libya, Macaristan, Mısır, Özbekistan, Polonya, Portekiz, Romanya, Rusya Federasyonu, Sırbistan, Slovenya, Suudi Arabistan, Tunus, Ukrayna, Yunanistan, Belarus, Brezilya, Güney Afrika, İrlanda, Japonya, Kuveyt, Malta, Meksika, Nijerya, Norveç, Pakistan, Singapur, Slovakya ve Ürdün olarak belirlenmiştir.

[3]Goldstein ve Khan (1978) tarafından önerilen ihracat talep modeli aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:
$X_t = f((P_x/P_{xw})_t, Y_{wt})$
Söz konusu eşitlikte t zamanı, X_t toplam ihracat miktarını, P_x ihracat fiyatlarını, P_{xw} ülkenin ticaret ortaklarının ihracat fiyatlarının ağırlıklı ortalamasını ve Y_{wt} ülkenin ticaret ortaklarının reel gelirlerinin ağırlıklı ortalamasını göstermektedir.

gerekmektedir. Mevsimsel etki görülen seriler için TRAMO-SEATS (Gómez ve Maraval, 1996, 1998) yöntemi kullanılarak seriler mevsimsel etkiden arındırılmış ve daha sonra logaritmaları alınmıştır. Analizler değişkenlerin gerçek değerleri üzerinden değil, değişen varyans gibi sorunlardan kaçınmak, tanımlama hatalarını engellemek ve serilerin daha kolay durağan hale gelmeleri için logaritmik değerleri üzerinden gerçekleştirilmiştir.

Model logaritmik formda yazıldığında;

$$LX_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LRER_t + \beta_3 LVOL_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

şekline dönüşmektedir. Çalışmada panel veri analizi yapılacağı için (2) numaralı doğrusal model aşağıdaki gibi gösterilir:

$$X_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{i,t} + \alpha_2 RER_{i,t} + \alpha_3 VOL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1,2...N;t=1,2,.T \ (3)$$

(3) numaralı modelde "i" alt indisi birimleri (ülke) gösterirken "t" alt indisi de zamanı (yıl) ifade etmektedir. $X_{i,t}$ ülke bazında Türkiye'nin ticaret ortakları ile arasındaki ikili logaritmik reel imalat sanayi ihracatını, $Y_{i,t}$logaritmik yurt dışı talebi, $RER_{i,t}$ Türkiye ve ikili ticaret yaptığı ülkeler arasındaki ikili logaritmik reel döviz kuru seviyesini, $VOL_{i,t}$ ise reel döviz kuru oynaklığını göstermektedir. Tüm değişkenler (2013=100) bazlıdır.

Bağımlı değişken olarak Türkiye'nin ticaret ortakları ile arasındaki ikili imalat sanayi reel ihracat değerleri alınmıştır. Bunun için ülke bazındaki imalat sanayi ihracat değerleri (dolar), ilgili imalat sanayi ihracat fiyat endeksi değerlerine bölünerek reelleştirilmiştir. Ülke bazında nominal ihracat verileri ve ihracat fiyat endeksleri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanından alınmıştır. Nominal ihracat değerleri için TÜİK tarafından 2020 yılından itibaren açıklanmaya başlayan Genel Ticaret Sistemine (GTS) göre ihracat verileri kullanılmıştır. TÜİK 2020 yılı Ocak ayından itibaren dış ticaret verilerini açıklama yöntemi değişikliği kapsamında GTS tanımlı dış ticaret verilerini açıklamaya başlamıştır. 2020 yılı öncesinde Özel Ticaret Sistemi (ÖTS) kapsamında veriler açıklanırken 2020 yılı Ocak ayından itibaren 2013 yılı başlangıç tarihli yeni veri yayınlamasına geçilmiştir. Söz konusu değişiklik çerçevesinde ÖTS kapsamında açıklanan ticaret verileri sadece bir ülkenin serbest dolaşım alanına giren ve bu alandan çıkan malları kapsarken GTS tanımlı ticaret verileri ise bir ülkenin ekonomik alanına giren ve ilgili alandan çıkan bütün malları içermektedir. GTS tanımına göre bir ülkenin ekonomik alanını oluşturan serbest bölgeler, gümrük antrepoları ve serbest dolaşım alanına giren veya bu alanlardan çıkan mallar ticaret verileri hesaplamalarına dahil edilmektedir (TÜİK, 2020).

Modelde yer alan $Y_{i,t}$ yurt dışı talebi ifade etmekte olup söz konusu gösterge için ülkelerin Sanayi Üretim Endeksleri (SÜE 2013=100) kullanılmıştır (Buch, 2001; Kim, 2001; Bahmani-Oskooee ve Durmaz, 2021). Söz konusu veriler Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Dünya Bankası Ekonomik İzleme (GEM) veri tabanından elde edilmiştir. Ekonomisi büyük ölçüde petrol ve doğalgaz ihracatına bağlı olan ülkeler için ise yurt dışı talep göstergesi olarak Uluslararası Enerji Ajansı (IEA) tarafından açıklanan "ham

petrol ve doğal gaz üretimi (milyon varil)" verileri kullanılmıştır.[4] Gül'ün (2018)[5] çalışmasında da yurt dışı talebin göstergesi olarak bu değişkenlerden yararlanılmıştır.

Reel döviz kuru değişkeni $RER_{i,t}$ Türkiye ile analizde yer alan ülkeler arasındaki karşılıklı reel döviz kurudur ve aşağıdaki formülle hesaplanmaktadır:

$$RER_{i,t} = \frac{CPI_t}{CPI_{it}E_{it}} \quad (4)$$

İlgili formülde; CPI_t t dönemine ilişkin Türkiye Tüketici Fiyat Endeksini, CPI ise "i" ülkesinin t dönemine ilişkin Tüketici Fiyat Endeksini göstermektedir. E_{it} Türkiye ve "i" ülkesi arasındaki karşılıklı aylık ortalama nominal kur seviyesine karşılık gelmektedir ve doğrudan kotasyon yöntemiyle hesaplanmıştır. $RER_{i,t}$ değerindeki artışlar (azalışlar) yerli paranın değer kazandığını (kaybettiğini) göstermektedir. Reel döviz kuru değeri hesaplaması için kullanılan Tüketici Fiyat Endeksi IMF-Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS) veri tabanından, ikili nominal döviz kurları ise Uluslararası Ödemeler Bankası (BIS) veri tabanından elde edilmiştir.

$VOL_{i,t}$ değişkeni reel döviz kuru oynaklığını ifade etmekte olup literatürde birçok çalışmada kullanılan hareketli standart sapma[6] yöntemi ile hesaplanmıştır (Pagliari ve Hannan, 2017). Döviz kuru oynaklığının yüksek olduğu dönemlerde daha fazla risk ve belirsizlik olması nedeniyle ithalat ve ihracatçıların ticarete konu ürünlere yönelik talep ve arzlarını azalttığı görülmektedir. Döviz kurlarındaki değişiklikler öngörülemez hale geldiğinde söz konusu ticaret üzerinden elde edilecek kârlar konusunda belirsizlik ortaya çıkmakta ve dolayısıyla uluslararası ticaret bundan olumsuz etkilenmektedir (Arize vd., 2000). Bu nedenle kur oynaklığının ihracat üzerindeki etkisi araştırılmak istenmiş ve modele dahil edilmiştir.

(3) numaralı modelde, reel kurda görülen artışın diğer bir ifade ile yerel paranın değer kazanmasının (ihracata konu ürünlerin fiyatlarının artması) ihracatı azaltıcı yönde; sanayi üretim endeksindeki artışın ise -ülkelerin gelirlerindeki artışı temsil ettiği için- ihracatı artırıcı yönde etki yaratması beklenmektedir. Reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkisinin net olmaması nedeniyle oynaklığın ihracat üzerinde hem artırıcı hem de azaltıcı etkisi olabilmektedir.

---

[4]Ekonomisi büyük oranda enerji ihracatına dayanan Azerbaycan, BAE, Cezayir, Irak, İran, Katar, Kuveyt, Libya, Nijerya ve Suudi Arabistan için "milyon varil" cinsinden ham petrol ve doğal gaz üretimi verileri dış talep göstergesi olarak kullanılmıştır. Çalışma kapsamındaki diğer ülkeler için ise dış talep göstergesi olarak ülkelerin sanayi üretim endeksleri kullanılmıştır.

[5]Bu çalışmada, Gül (2018) çalışmasından yararlanılmakla birlikte bağımlı değişken olarak imalat sanayi ihracatı alınmış, farklı ekonometrik yöntemler (Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi, Panel NARDL, CS-ARDL panel tahmincisi) kullanılmış, farklı örmeklem seçilerek ülke sayısı artırılmış ve GTS tanımlı dış ticaret verileri kullanılmıştır.

[6]Hareketli standart sapma hesaplaması için $V_{i,t} = \left(\frac{1}{n}\sum_{k=t-(n-1)}^{t}\left(y_{i,k} - \mu\right)^2\right)^{\frac{1}{2}}$ formülü kullanılmış ve $y_{i,k}$ i ülkesine yönelik sermaye girişini, μ her bir ülke için ortalama değerleri, n ise hareketli pencere aralığını göstermektedir. n değeri aylık veriler ile çalışıldığı için 12 alınmıştır.

Bu çalışmada reel döviz kurunda yaşanan değer kazanç ve kayıplarının imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi araştırılmak istendiği için Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen yaklaşım çerçevesinde doğrusal olmayan model kurulmuştur. Bu yaklaşım ile bağımsız değişkenlerde görülen pozitif ve negatif şokların bağımlı değişken üzerinde aynı etkiye sahip olmadığı belirtilmektedir. Söz konusu bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki asimetrik etkisini ölçmek amaçlı, bağımsız değişkende görülen değişimler pozitif ve negatif kısmi toplamlar olarak ayrıştırılarak modele dahil edilmektedir:

$$RER_t = RER_0 + RER_t^+ + RER_t^- \quad (5)$$

Söz konusu yapıda RER_t^+ ve RER_t^- sırasıyla RER_t'deki pozitif ve negatif kısmi toplamları ifade etmektedir.

$$RER_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta RER_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \text{maks}(\Delta\, RER_j, 0) \quad (6)$$

$$RER_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta RER_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta\, RER_j, 0) \quad (7)$$

Reel döviz kurundaki doğrusal olmayan yapı tahmin edilecek modele eklendiğinde model (8) elde edilmektedir. Bu model ile reel döviz kurunda yaşanan değer kazancı ve değer kayıplarının ayrı ayrı imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi araştırılmaktadır.

$$X_t = \theta_0 + \theta_1 Y_t + \theta_2 RER_t^+ + \theta_3 RER_t^- + \theta_4 VOL_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

İmalat sanayi ihracatı ile reel döviz kuru arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyipanel veri analizi ile incelemek için doğrusal olmayan model (8) kurulmuştur.

$$X_{i,t} = c_0 + c_1 Y_{i,t} + c_2 RER_{i,t}^+ + c_3 RER_{i,t}^- + c_4 VOL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1,2\ldots N;\ t=1,2,\ldots T \quad (9)$$

(9) numaralı modelde, (3) numaralı doğrusal modelden farklı olarak, reel döviz kurunun arttığı dönemlerde (yerel paranın değer kazanması) imalat sanayi ihracatının azalması; reel döviz kurunun azaldığı dönemlerde imalat sanayi ihracatının artması beklenmektedir.

Doğrusal olmayan davranışa sahip ilişkilerin doğrusal yöntemlerle analiz edilmesi, elde edilen sonuçların hatalı olmasına ve güvenilir olmamasına sebep olmaktadır. Bu nedenle literatürde yer alan bazı çalışmalarda serilere doğrusallık testi yapılmış ve sonucuna göre doğrusal ya da doğrusal olmayan modeller kurulmuştur. Bununla birlikte bazı çalışmalarda da doğrusallık testi yapılmamış ve doğrusal olmayan model katsayıları tahmin edildikten sonra Wald testi ile asimetrik bir ilişkinin var olup olmadığına bakılmıştır (Bilgin, 2020; Bahmani-Oskooee ve Halicioglu, 2017; Bahmani-Oskooee ve Durmaz, 2021). Bu çalışmada da Wald testi kullanılmıştır.

3.2. Yöntem ve Tahmin Sonuçları

(3) ve (9) numaralı modellerde yer alan değişkenlerin durağan olup olmadıklarını ortaya koyabilmek için yatay kesit bağımlılığını[7] göz önünde

[7]Yatay kesit bağımlılığı, küresel ortak şokların ve gözlemlenmeyen ortak faktörlerin etkisi nedeniyle ortaya çıkabilmektedir (Hoyos ve Sarafidis, 2006:482). Yatay kesit bağımlılığını göz ardı etmek, standart panel tahmincilerinin yansızlık ve tutarlılık özelliklerini etkileyebilmektedir.

bulunduran ikinci nesil panel birim kök testlerinden biri olan Pesaran (2007) Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey-Fuller testi (CADF) kullanılmıştır.

İlk olarak değişkenlerde yatay kesit bağımlığının varlığı Pesaran (2004) CD testi ile Pesaran vd. (2008) tarafından yapılan sapması ayarlanmış LM (LM_{adj}) testleri ile sınanmış ve test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

Değişken	Pesaran (2004) CD Test		Sapması Ayarlanmış LM Testi (LM_{adj})	
	Test İstatistiği	p-değeri	Test İstatistiği	p-değeri
X	136,20	0,000	1570	0,000
RER	310,91	0,000	6897	0,000
RER_NEG	385,99	0,000	11000	0,000
RER_POS	378,63	0,000	6786	0,000
Y	95,48	0,000	3226	0,000
VOL	202,78	0,000	5985	0,000

Tablo 2'den de görüldüğü gibi bütün değişkenlerde yatay kesit bağımsızlığını öneren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Böylece tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının varlığı ortaya koyulmuştur.

Değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının bulunması nedeniyle serilere CADF panel birim kök testi uygulanmıştır. CADF modeli aşağıdadır:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i y_{i,t-1} + \vartheta_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{k=0}^{pi} \gamma_{i,k} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{k=1}^{pi} \delta_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Birim kök testine ilişkin hipotezler aşağıdadır:

$H_0: \theta_i = 0$ Seri durağan değildir.

$H_1: \theta_i < 0$ Seri durağandır.

CADF test sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Tablo 3'ten de görüldüğü gibi bütün değişkenler birinci sıra fark durağandır.

Tablo 3: Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi Sonuçları (CADF)

Değişken	Düzey			Birinci Fark		
	Model	Zt-bar	P-value	Model	Zt-bar	P-value
X	Sabit	-0,421	0,337	Sabit	-8,873	0,000
	Sabit+Trend	2,261	0,988	Sabit+Trend	-6,122	0,000
RER	Sabit	-4,965	0,000	Sabit	-8,577	0,000
	Sabit+Trend	0,437	0,669	Sabit+Trend	-5,992	0,000
RER_NEG	Sabit	0,114	0,546	Sabit	-5,827	0,000

$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij}^2 \right) \sim N(0,1)$

$\mathrm{LM}_{adj} \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij}^2 \right) \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - E(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2}{Var(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2} \sim N(0,1)$

Testlere ilişkin hipotezler aşağıda verilmiştir.

$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = 0 \quad i \neq j$ Birimler arasında yatay kesit bağımlılığı yoktur.

$H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \quad i \neq j$ Birimler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır.

Değişken	Düzey			Birinci Fark		
	Model	**Zt-bar**	**P-value**	**Model**	**Zt-bar**	**P-value**
	Sabit+Trend	2,123	0,983	Sabit+Trend	-4,125	0,000
RER_POS	Sabit	-1,691	0,045	Sabit	-4,930	0,000
	Sabit+Trend	2,409	0,992	Sabit+Trend	-2,646	0,002
Y	Sabit	7,545	1,000	Sabit	-7,843	0,000
	Sabit+Trend	4,898	1,000	Sabit+Trend	-5,219	0,000
VOL	Sabit	-2,173	0,015	Sabit	-9,680	0,000
	Sabit+Trend	-0,001	0,500	Sabit+Trend	-5,804	0,000

Tüm değişkenler birinci sıra fark durağan bulundukları için değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının belirlenmesi amacıyla yatay kesit bağımlılığına ve eğim katsayı heterojenliğine[8] izin veren Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testini uygulamadan önce eğim katsayı homojenliği testi sonuçlarının verilmesi gerekir. Tablo 4'e göre, iki ayrı model için birim katsayılarının homojen varsayıldığı sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu durumda birim katsayılarının heterojen bir yapı sergilediği ve model tahmin aşamasında katsayı heterojenliğinin göz önünde bulundurulması gerektiği sonucuna varılmıştır.

[8]Eğim homojenliği varsayımının test edilmesi önemlidir. Bu kapsamda Pesaran ve Yamagata (2008) ve Swamy (1970) tarafından panel veriler için eğim homojenliği testi geliştirilmiştir:

$y_i = \alpha_i \tau_T + X_i \beta_i + \varepsilon_i$ i=1,…,N

Burada τ_T $Tx1$ boyutunda birim vektörünü belirtirken $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$, $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$ ve $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ şeklinde tanımlanmıştır. Eğim katsayı homojenliği testi için hipotezler şöyledir:

$H_0: \beta_i = \beta$ her i için

$H_1: \beta_i \neq \beta_j$ i ≠ j için

Homojenliğin testi için Delta test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\hat{S} - k}{\sqrt{2k}}$$

Burada $\hat{S} = \sum_{i=1}^{N} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_t X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})$ şeklinde hesaplanmakta ve kesit birimine özel tahmin ile havuzlanmış tahmin arasındaki ağırlıklı fark olarak tanımlanmaktadır. $\widehat{\beta}_i$, tahmin edilecek modelden elde edilen heterojen katsayıları, $\hat{\beta}_{WFE}$ ise ağırlıklandırılmış sabit etkiler tahmin edicisinden elde edilen katsayıları göstermektedir.

$$\hat{\beta}_i = (X_i' M_t X_i)^{-1} X_i' M_t y_i$$

$$\hat{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' M_t X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' M_t y_i}{\tilde{\sigma}_i^2}$$

Yukarıdaki ifadelerde $M_t = I_T - \tau_T (\tau_T' \tau_T)^{-1} \tau_T'$ olarak tanımlanmıştır.

Hataların normal dağılması durumunda ortalama varyans sapması ayarlı test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\hat{S} - E(\hat{Z}_{it})}{\sqrt{Var(Z_{it})}}$$

Tablo 4: Katsayı Homojenliği Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Model	Test	Test İstatistiği	p-değeri
İmalat Sanayi İhracat Miktarı (X)	Doğrusal Model	$\tilde{\Delta}$	39,509	0,000
		$\tilde{\Delta}_{adj}$	41,338	0,000
	Doğrusal Olmayan Model	$\tilde{\Delta}$	37,946	0,000
		$\tilde{\Delta}_{adj}$	40,127	0,000

Westerlund (2007) hata düzeltme modelini temel alan panel eşbütünleşme testini önermiştir.

$$\Delta y_{i,t} = \delta_i^{'} d_t + \alpha_i\left(y_{i,t-1} - \beta_i^{'} x_{i,t-1}\right) + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{p_i} \gamma_{i,k} \Delta x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Burada t=1,…,T zamanı ve i=1,…,N yatay kesit birimlerini, d_t ise üç farklı durumu temsil eden (sabitsiz, sabit, trend) deterministik bileşenleri göstermektedir. Burada koşullu panel hata düzeltme modelinde hata düzeltme teriminin katsayısının sıfıra eşit olup olmadığı test edilmektedir. (11) numaralı model yeniden düzenlendiğinde;

$$\Delta y_{i,t} = \delta_i^{'} d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda_i^{'} x_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{p_i} \gamma_{i,k} \Delta x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

Bu ifadede $\lambda_i^{'} = -\alpha_i \beta_i^{'}$'ye karşılık gelmekte olup α_i katsayısı, sistemin ani bir şok sonrası $y_{i,t-1} - \beta_i^{'} x_{i,t-1}$ denge ilişkisine geri dönme hızını belirlemektedir. Eğer $\alpha_i < 0$ ise hata düzeltmenin varlığını göstermektedir. Hipotez testleri aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır. Testlerden ikisi α_i'lerin eşit olmasının gerekmediği grup ortalama testlerinden diğer iki test ise α_i'lerin tüm *i* değerleri için eşit olduğu panel testlerinden oluşmaktadır.

$H_0: \alpha_i = 0$ her i için

$H_1^P: \alpha_i = \alpha < 0$ her i için

$H_1^G: \alpha_i < 0$ en az bir i için

Her iki grup test için H_0 hipotezinin reddedilmesi panelin tümü için eşbütünleşme ilişkisinin olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 5'te yer alan Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi sonuçlarına göre değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur sıfır hipotezi altında imalat sanayi ihracatının bağımlı değişken olarak incelendiği doğrusal ve doğrusal olmayan modellerde, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı saptanmıştır.

Tablo 5: Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Doğrusal Model				
Test	**Test İstatistiği**	**Z-değeri**	**p-değeri**	**Dirençli p-değeri**
Gt	-4,825	-13,336	0,000	0,000
Ga	-38,941	-21,414	0,000	0,000
Pt	-33,245	-16,091	0,000	0,000
Pa	-36,428	-23,410	0,000	0,000

Doğrusal Olmayan Model				
Test	**Test İstatistiği**	**Z-değeri**	**p-değeri**	**Dirençli p-değeri**
Gt	-4,461	-12,937	0,000	0,000
Ga	-38,540	-17,999	0,000	0,000
Pt	-34,036	-14,739	0,000	0,000
Pa	-35,834	-18,730	0,000	0,000

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduktan sonra model katsayı tahminleri Yatay Kesit Genişletilmiş Panel ARDL (CS-ARDL) tahmincisi ile elde edilmiştir. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL yöntemi değişkenlerin bazılarının I (0) ve bazılarının I (1) olduğu durumlarda değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin analizine imkân vermektedir. Diğer yandan ARDL yöntemi, otokorelasyon ve içsellik sorunlarını çözmekte etkilidir.Ancak, yatay kesit bağımlılığı ve katsayı hetorejenliğinin varlığı durumunda klasik ARDL yöntemini kullanmak yanlı sonuçların elde edilmesine sebep olabilmektedir. Bu durumda, Chudik ve Pesaran (2013) tarafından geliştirilen ve klasik ARDL modelini bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamaları ve bunların yeterli sayıda gecikmeleri ile genişleten CS-ARDL tahmincisi ile model tahmin sonuçları elde edilmektedir. CS-ARDL tahmincisi yatay kesit bağımlılığı ve katsayı heterojenliğine izin vermekte ve klasik ARDL yönteminden kaynaklanan yanlılık sorununu çözmektedir.

CS-ARDL tahmincisi ile ilk olarak modelde kısa dönemli katsayılar, ardından uzun dönemli katsayılar tahmin edilmektedir. Bu yaklaşımın avantajı, uzun ve kısa dönem katsayıları için tam bir tahmin kümesinin elde edilmesidir. Tahmin yöntemi ile yatay kesit bağımlılığı göz önüne alınmakta ve yatay kesit katsayıları üzerinde herhangi bir kısıt bulunmamaktadır.

Çalışma kapsamında panel CS-ARDL tahmincisi ile tahmin edilen doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin gecikme sayıları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak elde edilmiştir. Modellerdeki yatay kesit ortalamaları için gecikme sayısı 1 olarak alınmıştır.[9] Elde edilen sonuçlara göre imalat sanayi ihracat doğrusal modeli için panel ARDL (2,0,0,0), imalat sanayi ihracat doğrusal olmayan modeli için panel NARDL (2,0,0,0,0) model tahmin sonuçları elde edilmiştir.

Çalışma kapsamında tahmin edilen doğrusal ve doğrusal olmayan hata düzeltme modelleri sırasıyla (13) ve (14) numaralı modellerdir:

[9]Modellere eklenen değişkenlerin yatay kesit ortalamaları için uygun gecikme değerleri hesaplamasında Chudik vd. (2015)$T^{\frac{1}{3}}$ formülünü önermiştir. Bu çerçevede uygun gecikme değeri 4 tam sayı değeri olmaktadır. Ancak, gecikme değerlerinin uygun seçilememesi model sonuçlarının yanlı ve tutarsız olmasına neden olabilecektir. Bu durumda Talib vd. (2021:6) ile Lombardi vd.'nin (2017:13) çalışmalarında olduğu gibi değişkenlerin yatay kesit ortalamalarına ilişkin gecikme değerlerinin seçiminde, gecikme değerlerine 1 değerinden başlamak üzere birer artırılarak değerler verilmiş ve panel ARDL modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modellerin hata terimlerine yatay kesit bağımlılığı testi uygulanmış ve %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığı içerip içermediği test edilmiştir. Çalışma kapsamında gecikme değeri 1 verildiğinde modellerdeki yatay kesit bağımlılığı sorununun çözüldüğü görülmüş ve çalışmada gecikme değerleri 1 alınarak tahmin sonuçları elde edilmiştir.

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \xi_i\big(X_{i,t-1} - \theta_{1i}Y_{i,t-1} - \theta_{2i}RER_{i,t-1} - \theta_{3i}VOL_{i,t-1} - \gamma_{1i}\bar{X}_{i,t-1} - \gamma_{2i}\bar{Y}_{i,t-1} - \gamma_{4i}\overline{RER}_{i,t-1} - \gamma_{4i}\overline{VOL}_{i,t-1}\big) + \sum_{j=1}^{2}\lambda_{i,j}\Delta X_{i,t-j} + \beta_{1i,j}\Delta Y_{i,t} + \beta_{2i,j}\Delta RER_{i,t} + \beta_{3i,j}\Delta VOL_{i,t} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{1i,j}\bar{X}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{2i,j}\bar{Y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{3i,j}\overline{RER}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{4i,j}\overline{VOL}_{t-j} + e_{i,t} \quad (13)$$

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \xi_i\big(X_{i,t-1} - \theta_{1i}Y_{i,t-1} - \theta_{2i}RER^{+}_{i,t-1} - \theta_{3i}RER^{-}_{i,t-1} - \theta_{4i}VOL_{i,t-1} - \gamma_{1i}\bar{X}_{i,t-1} - \gamma_{2i}\bar{Y}_{i,t-1} - \gamma_{3i}\overline{RER}^{+}_{i,t-1} - \gamma_{4i}\overline{RER}^{-}_{i,t-1} - \gamma_{5i}\overline{VOL}_{i,t-1}\big) + \sum_{j=1}^{2}\lambda_{i,j}\Delta X_{i,t-j} + \beta_{1i,j}\Delta Y_{i,t} + \beta_{2i,j}\Delta RER^{+}_{i,t} + \beta_{3i,j}\Delta RER^{-}_{i,t} + \beta_{4i,j}\Delta VOL_{i,t} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{1i,j}\bar{X}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{2i,j}\bar{Y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{3i,j}\overline{RER}^{+}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{4i,j}\overline{RER}^{-}_{t-j} + \sum_{j=0}^{1}\vartheta_{5i,j}\overline{VOL}_{t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Burada (13) numaralı doğrusal model için $\big(X_{i,t-1} - \theta_{1i}Y_{i,t-1} - \theta_{2i}RER_{i,t-1} - \theta_{3i}VOL_{i,t-1} - \gamma_{1i}\bar{X}_{i,t-1} - \gamma_{2i}\bar{Y}_{i,t-1} - \gamma_{4i}\overline{RER}_{i,t-1} - \gamma_{4i}\overline{VOL}_{i,t-1}\big)$ ifadesi ve (14) numaralı doğrusal olmayan model için $\big(X_{i,t-1} - \theta_{1i}Y_{i,t-1} - \theta_{2i}RER^{+}_{i,t-1} - \theta_{3i}RER^{-}_{i,t-1} - \theta_{4i}VOL_{i,t-1} - \gamma_{1i}\bar{X}_{i,t-1} - \gamma_{2i}\bar{Y}_{i,t-1} - \gamma_{3i}\overline{RER}^{+}_{i,t-1} - \gamma_{4i}\overline{RER}^{-}_{i,t-1} - \gamma_{5i}\overline{VOL}_{i,t-1}\big)$ ifadesi tabloda (ECM_{t-1}) olarak kısaca yazılmıştır. Tablo 6, panel hata düzeltme modeli sonucunu vermektedir.

Tablo 6: Panel Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	İmalat Sanayi İhracatı Modeli	
Değişkenler	**Doğrusal Model**	**Doğrusal Olmayan Model**
ECM(-1)	-0,526***	-0,606***
SABİT	-0,997	-0,830
D(X(-1))	0,411***	0,361***
D(X(-2))	0,062***	0,033*
D(RER)	-0,369***	
D(RER_POS)		-0,681***
D(RER_NEG)		-0,690*
D(Y)	0,422***	0,498***
D(VOL)	-0,028**	-0,037***
CD Test	1,121(0,262)	0,198(0,843)
Wald Test		7,85***

Not: ***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1. (13) ve (14) numaralı modellerde yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay-kesit ortalamaları ve bunların gecikmelerine ilişkin katsayılar istatistiksel olarak anlamsız ve ekonomik olarak bir anlam taşımadığı için tabloda yer verilmemiştir.

Tablo 6'ya göre hata düzeltme modelindeki hata düzeltme terimi (ECM_{t-1}) katsayısı incelendiğinde; her iki modelde de katsayıların negatif ve istatistiksel bakımdan anlamlı olduğu görülmektedir. Doğrusal modelde her dönem dengesizliğin %52,6'sı düzeltilirken doğrusal olmayan modelde %60,6'sı düzeltilmektedir. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, model hatalarının yatay kesit bağımlılığını içerip içermediği Pesaran (2004) CD

testi ile analiz edilmiş ve sonuçlar hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modelde yatay kesit bağımlılığı sorununun CS-ARDL tahmincisi yardımı ile ortadan kalktığını göstermiştir. Ayrıca asimetrik ilişkinin varlığı Wald testi ile ortaya koyulmuştur. Wald testi sonucuna göre kısa dönemde reel döviz kurundaki artış ve azalış dönemlerinin imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak farklı bulunmuştur.

Doğrusal ve doğrusal olmayan uzun dönem denge modellerin sonuçları Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7: Uzun Dönem Modeller Tahmin Sonuçları

	İmalat Sanayi İhracat Modeli	
Değişkenler	**Doğrusal Model**	**Doğrusal Olmayan Model**
RER	-0,574***	
RER_POS		-1,328***
RER_NEG		-0,249
Y	1,071***	0,876***
VOL	-0,062**	-0,052*
Wald Testi		5,79**

Not: ***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Tablo 7'de yer alan doğrusal model tahmin sonucuna bakıldığında; diğer değişkenler sabitken reel döviz kurundaki %1'lik artış imalat sanayi ihracatını %0,574 azaltmakta; yurt dışı talepteki %1'lik artış, imalat sanayi ihracatını %1,071 arttırmaktadır. Reel döviz kuru oynaklığındaki %1'lik artış, imalat sanayi ihracatını %0,062 azaltmaktadır. Katsayıları istatistiksel bakımdan anlamlıdır. Bu sonuç literatürde yer alan ve Türkiye için yapılan çalışmalarla (Acaravcı ve Öztürk, 2002; Tarı ve Yıldırım, 2009; Kılıç, 2014; Tunaer Vural, 2016; Gül, 2018; Alev, 2020) benzerlik göstermektedir.

Doğrusal olmayan model tahmin sonucu incelendiğinde; ilk olarak reel döviz kuru ile imalat sanayi ihracatı arasındaki asimetrik ilişkinin olup olmadığını test edebilmek için Wald[10] testinden yararlanılmıştır ve %5 anlamlılık düzeyinde etkilerin aynı olduğunun varsayıldığı sıfır hipotezi reddedilmiştir. Reel döviz kurunun azaldığı dönemlerde imalat sanayi ihracatı ile reel döviz kuru arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Reel döviz kurunun arttığı dönemlerde ise reel döviz kurundaki %1'lik artışın

[10]Doğrusal ve doğrusal olmayan model tahmin sonuçlarının elde edilmesinin ardından hangi modelin geçerli olduğunu test etmek amacıyla doğrusal olmayan modelde yer alan reel döviz kuru ve ihracat arasındaki kısa ve uzun dönemdeki asimetrik ilişkinin varlığı Wald testi ile test edilmektedir.

$X_t = \propto +\theta Y_t + \beta^+ RER_t^+ + \beta^- RER_t^- + \delta VOL_t$ doğrusal olmayan model olmak üzere β^+ve β^-sırasıyla reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara ilişkin model tahmin katsayılarını göstermekte olup Wald testine ilişkin hipotezler aşağıda yer almaktadır:

$H_0: \beta^+ = \beta^-$

$H_1: \beta^+ \neq \beta^-$

Model tahmin sonuçları elde edildikten sonra sıfır hipotezi reddedildiği durumda reel döviz kuru ile imalat sanayi ihracatı arasında asimetrik ilişkinin varlığı ortaya koyulmuş olacak ve doğrusal olmayan model geçerli olacaktır. Sıfır hipotezi reddedilmediği durumda ise reel döviz kuru ile imalat sanayi ihracatı arasında asimetrik bir ilişkiden söz edilemeyecek ve doğrusal model geçerli olacaktır.

imalat sanayi ihracatını %1,328 azalttığı görülmektedir. Bu sonuçlar reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki asimetrik etkisinin varlığını ortaya koyması açısından Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017), Gül (2018) ve Bilgin (2020) çalışmaları ile benzerlik göstermektedir.

Yurt dışı talebin imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisine bakıldığında; yurt dışı talepteki %1'lik artış, imalat sanayi ihracatını %0,876 arttırmaktadır. Bu sonuç, Acaravcı ve Öztürk (2002), Şimşek ve Kadılar (2005), Kasman ve Kasman (2005), Tarı ve Yıldırım (2009), Kızıldere vd. (2014), Aslan vd. (2021) ve Gül (2018) çalışmaları ile uyumludur.

Reel döviz kuru oynaklığındaki %1'lik artış, imalat sanayi ihracatını %0,052 azaltmaktadır. Asimetrik ilişkileri gösteren doğrusal olmayan modelde döviz kuru oynaklığındaki artışın imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi doğrusal modele göre daha düşük bulunmuştur.

Wald testiyle doğrusal olmayan modelin tercih edilmesinden dolayı ülke bazında doğrusal olmayan model tahmin sonuçları elde edilmiştir (Tablo 8). Bu sonuçlara göre 54 ülkeden 16 ülke için yurt dışı talep ile imalat sanayi ihracatı arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. 14 ülke için bu ilişki pozitif iken 2 ülke için negatiftir. Özellikle Brezilya, Bulgaristan ve Slovenya için esneklik değerlerinin yüksek olması dikkat çekmektedir.

Türkiye ile ticaret ortakları arasındaki ikili reel döviz kuru artışına ait esneklikler incelendiğinde, 19 ülkeye ait katsayılar istatistiksel bakımdan anlamlıdır. 19 ülkeden 5 ülke için esneklik değerleri pozitif iken 14 ülke için negatif değer bulunmuştur. Türkiye'de reel döviz kurunun artması, iktisadi beklentilerin aksine, Brezilya, İsveç, Libya, Özbekistan ve Polonya ile yapılan imalat sanayi ihracatını desteklemektedir. Reel döviz kuru artışına rağmen bu ülkelerin TL'nin daha da değerlenebileceği endişesi ile taleplerini öne çekmesinin bu ülkelere yönelik ihracatın artmasında etkili olduğu düşünülmektedir. Özellikle İsviçre ve Suudi Arabistan'a yapılan imalat sanayi ihracatının reel döviz kuru gelişmelerine verdiği tepki dikkat çekmektedir. İlgili ülkeler ile Türkiye arasındaki ikili reel döviz kurundaki %1'lik artış, bu ülkelere yapılan imalat sanayi ihracatını sırasıyla %8,605 ve %23,895 azaltmaktadır.

Türkiye ile ticaret ortakları arasındaki ikili reel döviz kuru azalışına ait esneklik incelendiğinde, 15 ülkeye ait katsayılar istatistiksel bakımdan anlamlıdır. 15 ülkeden 2 ülke için esneklik değeri pozitif iken 13 ülke için negatif değer bulunmuştur. Beklentiler kapsamında reel döviz kurunda görülen azalış, ithalatçı ülkeler için fiyat avantajı sunmakta ve ihracatçı ülkenin daha rekabetçi bir konumda olmasını sağlamaktadır. Beklenti ile uyumlu olarak reel döviz kurundaki azalışın ihracatı desteklediği ülkeler Slovakya ve Suudi Arabistan'dır. Diğer yandan, ülkelerin büyük bir bölümünde reel döviz kurundaki azalışın beklentilere uygun olmayarak imalat sanayi ihracatını azaltıcı yönde etki yaptığı görülmektedir. Bu durum, Türkiye'nin imalat sanayi ihracatında reel döviz kurunun çok fazla etkili olmadığını ve daha farklı değişkenlerin etkili olabileceğini göstermektedir.

Reel döviz kuru oynaklığının etkileri ülke bazında incelendiğinde, reel döviz kuru oynaklığında yaşanan artışın 6 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. İhracatın reel döviz kuru oynaklığına olan esneklik değerlerinin yurt dışı gelir esnekliğine ve reel döviz kuru esnekliğine kıyasla daha düşük olduğu ve mutlak değer olarak 1'den küçük olduğu görülmektedir.

Tablo 8: Ülke Bazında Uzun Dönem Model Tahmin Sonuçları

Ülkeler	Y	RER_POS	RER_NEG	VOL
ABD	-0,813	-1,043	-1,090	0,073
Almanya	1,652***	-0,176	-1,507***	-0,071*
Avusturya	-0,837**	-0,369	-1,909***	-0,023
Azerbaycan	0,575	-1,370***	-1,840**	-0,004
BAE	-0,860	-6,525	4,673	-0,512
Belarus	-0,905	0,661	1,090	-0,079
Belçika	0,220	-1,098	-3,098	-0,111
Birleşik Krallık	2,883***	-1,352**	0,210	0,098
Brezilya	3,936**	2,500**	-2,349**	-0,057
Bulgaristan	6,883***	2,722	-7,362**	-0,220
Cezayir	0,891	-2,557**	0,320	0,012
Çekya	2,701*	-1,621	-1,258	-0,056
Çin	1,677***	-0,776	0,483	0,117
Danimarka	-0,150	-0,587	-2,815***	-0,054
Fransa	2,033***	-0,628	-1,078**	0,029
Günay Afrika	2,848***	-0,654	-1,642**	0,005
Güney Kore	-1,800	-1,859	-1,595	-0,428
Hindistan	-0,093	-1,549*	-1,335	-0,167
Hollanda	1,111	-0,209	-0,345	0,061
Irak	-0,058	0,688	0,643	-0,030
İran	0,626	-0,609	-0,751	-0,224*
İrlanda	0,314**	-1,329	-3,600***	-0,314**
İspanya	1,899***	-1,401**	0,077	0,000
İsrail	0,532	-1,030***	0,706	0,038
İsveç	0,505	1,384*	-1,812***	0,018
İsviçre	6,607	-8,605*	-15,862***	-0,295
İtalya	1,706***	-0,067	-1,439	-0,117
Japonya	0,779	-0,829	-0,165	0,062
Kanada	1,117	-2,612	0,219	-0,025
Katar	-2,816	1,390	-9,329**	-0,209
Kazakistan	1,380**	-1,217***	0,773	0,048
Kuveyt	-0,552	-1,514	-4,570	-0,268*
Libya	0,042	1,129*	-1,006	-0,157
Macaristan	0,604	-1,974	0,176	-0,109
Malta	2,133	2,605	3,298	-0,728*
Meksika	1,559	-0,797	0,591	0,097
Mısır	0,238	-0,751***	-0,881	0,028
Nijerya	0,509	0,277	1,994	-0,121

Ülkeler	Y	RER_POS	RER_NEG	VOL
Norveç	0,779	-2,132	0,789	-0,064
Özbekistan	0,685	0,796***	1,104	-0,187***
Pakistan	0,697	0,615	0,189	0,026
Polonya	2,604***	1,431**	-0,311	0,033
Portekiz	0,290	0,632	-0,711	-0,128
Romanya	0,154	-0,923	0,376	0,036
Rusya	-3,581	-2,529***	-0,605	-0,016
Sırbistan	0,500	1,739	-1,514	-0,058
Singapur	-0,456	-5,455	-7,338	-0,175
Slovakya	-2,078	-2,872	11,553***	0,099
Slovenya	3,242**	0,367	0,740	-0,069
Suudi Arabistan	4,175	-23,895***	36,980***	0,979
Tunus	1,231	-1,967	0,006	0,058
Ukrayna	0,432	-1,007***	-0,318	0,039
Ürdün	0,114	-2,954*	1,556	0,167
Yunanistan	-0,574*	-1,802*	-2,555**	0,130

Not:***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Buraya kadar yapılan analizler 2013.01-2021.09 dönemini kapsamaktadır. Diğer yandan, 2020 yılı başından itibaren küresel düzeyde etkili olan Covid-19 pandemisi dünyada birçok ekonomik ve sosyal yapısal dönüşüme neden olmuştur. Bu çerçevede çalışma kapsamında ele alınan açıklayıcı değişkenlerin imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisinde pandeminin yapısal bir değişikliğe sebep olup olmadığı incelenmek istenmiştir. Çalışmanın bu bölümünde pandemi öncesi (2013.01-2019.12) dönemde reel döviz kurunun, reel döviz kuru oynaklığının ve yurt dışı talebin, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkilerine de bakılmıştır. Benzer şekilde bu dönem içinde CADF panel birim kök testi uygulanmış ve bütün değişkenler birinci sıra fark bulunmuştur. Daha sonra yatay kesit bağımlılığı ve eğim katsayı heterojenliğine izin veren Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi yapılmış ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Uzun dönem denge model tahmin sonuçları Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9: Uzun Dönem Model Tahmin Sonuçları (2013.01-2019.12)

	İmalat Sanayi İhracat Modeli	
Değişkenler	**Doğrusal Model**	**Doğrusal Olmayan Model**
RER	-0,601**	
RER_POS		-0,633**
RER_NEG		-1,376**
Y	1,770***	1,271***
VOL	-0,046**	-0,045
Wald testi		11,66***

Not: ***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Tablo 9'dan da görüldüğü gibi pandemi öncesinde (2013.01-2019.12) doğrusal olmayan modelde reel döviz kurundaki azalmanın imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi negatif ve katsayısı da istatistiksel bakımdan anlamlıdır. (2013.01-2021.09) döneminde ise reel döviz kurundaki azalmanın imalat sanayi üzerindeki etkisi negatif olmakla birlikte katsayısı istatistiksel bakımdan anlamsız bulunmuştur. Hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modellerde; yurt dışı talepteki artışın imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi pandemi öncesi dönemde daha fazladır. Reel kur oynaklığının, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi de pandemi öncesi dönemde daha azdır. Bu sonuçlar özellikle reel döviz kuru başta olmak üzere diğer açıklayıcı değişkenlerin imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisinin pandemi öncesine göre farklılaştığını göstermektedir.

Ülke bazında ele alındığında uzun dönem model tahmin sonuçları Tablo 10'da verilmiştir. Pandemi öncesinde yurtdışı talep değişkenine ait katsayı 12 ülkede anlamlı bulunmuştur.(2013.01-2021.09) döneminde yurt dışı talep değişkenine ait katsayı 16 ülkede anlamlı bulunmuştur. Her iki örneklem için elde edilen tahmin sonuçlarına göre yurt dışı talebi temsilen sanayi üretim endeksindeki artışın, Avusturya, Brezilya, Bulgaristan, Çekya, Fransa, İrlanda ve Kazakistan ülkelerine yapılan imalat sanayi ihracatını artırdığı görülmektedir.

Pandemi öncesi dönemde, reel döviz kuru artışı 19 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını etkilerken (2003.01-2021.09) döneminde 16 ülke için anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır. Özellikle pandemi öncesinde Türkiye ile Libya, Kuveyt ve Özbekistan ülkeleri arasındaki ikili reel döviz kurunun artması,bu ülkelere yapılan imalat sanayi ihracatını desteklemektedir. 13 ülkede reel döviz kuru artışı ile bu ülkelere yönelik imalat sanayi ihracatı arasında negatif bir ilişki bulunmuştur.

Pandemi öncesi dönemde, reel döviz kuru azalışları 15 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını etkilerken (2003.01-2021.09) döneminde 17 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını etkilemiştir.

Tablo 10: Ülke Bazında Uzun Dönem Model Tahmin Sonuçları (2013.1-2019.12)

Ülkeler	Y	RER_POS	RER_NEG	VOL
ABD	0,379	-3,318**	-2,755	-0,039
Almanya	-0,032	-1,399**	-0,045	-0,070*
Avusturya	-0,970*	-0,152	-2,121**	-0,051
Azerbaycan	0,260	-1,191***	-2,999***	0,052
BAE	11,092	-1,383	-6,449	-0,657
Belarus	-1,410	0,340	0,676	0,061
Belçika	-0,565	-1,801	-1,708	-0,053
Birlesik Krallık	-0,274	-1,926**	-0,389	0,122
Brezilya	1,910**	-1,445*	-0,591	-0,113
Bulgaristan	8,866**	5,404	-7,675*	-0,219
Cezayir	-0,117	0,379	0,692	0,017

Ülkeler	Y	RER_POS	RER_NEG	VOL
Çekya	2,008**	-0,280	-1,307	0,024
Çin	0,451	-1,066	1,014	0,183
Danimarka	0,151	-0,594	-2,996**	-0,106
Fransa	0,962**	-0,617	-1,658***	-0,050
Güney Afrika	-0,807	0,221	-0,453	-0,075**
Güney Kore	3,789	1,985	-3,806	-0,331
Hindistan	1,677	-0,662	-3,062	-0,113
Hollanda	1,071	1,983	-3,975***	0,025
Irak	-0,530	0,785	1,653	0,180
İran	1,105**	-0,599*	-2,301*	-0,149*
İrlanda	0,445*	-1,132	-5,629**	-0,448***
İspanya	0,662	-0,776	-2,323**	-0,048
İsrail	0,498	-0,942**	0,243	0,030
İsveç	-0,519	1,046	-2,264***	-0,058
İsviçre	8,377	-8,787	-15,533**	-0,566
İtalya	1,183	0,171	-2,606**	-0,164*
Japonya	1,475	0,488	-2,041*	0,031
Kanada	3,723*	-0,890	1,330	0,176
Katar	4,506**	-3,165	0,179	-0,203
Kazakistan	1,375*	-0,540	-0,296	-0,019
Kuveyt	3,059**	5,015**	-10,183***	-0,173
Libya	-0,037	4,185**	-0,127	0,199
Macaristan	-0,392	-1,271	-1,827	-0,191*
Malta	2,147	3,247	5,382	-0,203
Meksika	5,745	0,082	-0,418	0,122
Mısır	0,508	-1,417***	-0,357	0,115
Nijerya	1,801***	0,876	-2,618	-0,075
Norveç	1,745	-2,852	-3,844	-0,186
Özbekistan	-0,334	0,749***	0,091	-0,145***
Pakistan	-0,096	-0,323	1,405	0,031
Polonya	1,649	-0,706	-0,499	-0,112
Portekiz	-0,227	-0,251	-0,488	-0,156
Romanya	-0,683	-2,106*	1,444	0,050
Rusya	-0,940	-2,851***	0,345	0,219
Singapur	-0,093	-4,292	-8,476	-0,249
Sırbistan	0,257	2,178	-1,815	-0,125
Slovakya	1,389	-4,466	22,349***	0,669
Slovenya	1,369	-0,579	-3,549	-0,245
Suudi Arabistan	0,394	0,678	-3,676*	0,312***
Tunus	1,739	-3,589*	5,398*	0,188
Ukrayna	0,429	-1,019***	-0,248	0,036
Ürdün	-1,077	-4,526*	-0,965	-0,102
Yunanistan	-0,480	-1,074	-2,427	0,200*

Not: ***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada 2013.01-2021.09 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak reel döviz kuru, yurt dışı talep ve reel döviz kuru oynaklığının, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkileri panel veri analiziyle incelenmiştir. Ayrıca reel döviz kurundaki artış ve azalış dönemlerinin imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkileri de araştırılmıştır. Bunun için hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modeller kurulmuştur. Hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modellerdeki değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığı için Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi uygulanmış ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Yatay kesit bağımlılığını ve katsayı heterojenliğini göz önünde bulunduran panel CS-ARDL tahmincisi kullanılmıştır.

Doğrusal model tahmin sonuçlarına göre; imalat sanayi ihracatının uzun dönem yurt dışı talep esnekliği pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olmak üzere 1,071 bulunmuştur. Reel döviz kuru ile imalat sanayi ihracatı arasında doğrusal modelde uzun dönemde anlamlı bir ilişki bulunmuştur ve uzun dönem reel döviz kuru esneklik değeri -0,574'tür. Doğrusal olmayan model tahmin sonuçlarına göre, imalat sanayi ihracatının uzun dönem yurt dışı talep esnekliği 0,876 seviyesindedir. Reel döviz kurundaki azalmanın, imalat sanayi ihracatı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken reel döviz kurundaki artışın imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi negatiftir ve katsayısı da istatistiksel bakımdan anlamlı bulunmuştur. Reel döviz kuru oynaklığının ise her iki modelde imalat sanayi ihracatı üzerinde azaltıcı bir etki yaptığı görülmüştür.

Çalışmada Wald testi yapılarak reel döviz kurunun imalat sanayi ihracatı üzerinde doğrusal olmayan etkisinin bulunması üzerine ülkeler bazında uzun dönem modele ait tahmin sonuçları elde edilmiş; 54 ülkeden 16 ülke için yurt dışı talep ile ihracat arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. 14 ülke için bu ilişki pozitif iken 2 ülke için negatiftir. Yurt dışı talebin göstergesi olarak alınan ticaret ortaklarındaki sanayi üretim endeksindeki artışın, büyük oranda gelişmiş ülkeler olmak üzere Türkiye'nin ihracat yaptığı ülkelerden Almanya, Birleşik Krallık, Brezilya, Bulgaristan, Çekya, Çin, Fransa, Güney Afrika, İrlanda, İspanya, İtalya, Kazakistan, Polonya, Slovenya'ya yönelik imalat sanayi ihracatını arttırdığı görülmüştür.

Reel döviz kuru artışına ilişkin katsayılar 54 ülke içinden 19'u için istatistiksel bakımdan anlamlı bulunmuştur. Reel döviz kurundaki artış Azerbaycan, Birleşik Krallık, Cezayir, Hindistan, İspanya, İsrail, İsviçre, Kazakistan, Mısır, Rusya, Suudi Arabistan, Ukrayna, Ürdün, Yunanistan'a yapılan imalat sanayi ihracatını azaltırken Brezilya, İsveç, Libya, Özbekistan ve Polonya ile yapılan ihracatı artırmaktadır. Reel döviz kuru artışının bazı ülkelerde imalat sanayi ihracatını artırmasının nedeni bu ülkelerin TL'nin daha da değerlenebileceği endişesi ile taleplerini öne çekmeleri olabilmektedir.

Reel döviz kurundaki azalışa ilişkin katsayılar 54 ülke içinden 15'i için istatistiksel bakımdan anlamlı bulunmuştur. Reel döviz kuru azalışı Slovakya ve Suudi Arabistan'a yönelik imalat sanayi ihracatını arttırırken; iktisadi beklentilerin aksine Almanya, Avusturya, Azerbaycan, Brezilya, Bulgaristan, Danimarka, Fransa, Güney Afrika, İrlanda, İsveç, İsviçre, Katar ve Yunanistan olmak üzere 13 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını azaltmaktadır. Bu sonuç, hem reel döviz kuru azalması ile ilişkili hem de ihracat üzerinde etkili olabilecek farklı açıklayıcı değişkenlerin olabileceğini düşündürmektedir.

Reel döviz kuru oynaklığı için ülke bazında elde edilen sonuçlara göre 6 ülke için reel döviz kuru oynaklığı ile imalat sanayi ihracatı arasında uzun dönemde negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.

Bu çalışmada ayrıca pandemi öncesi (2013.01-2019.12) dönemde reel döviz kurunun, reel döviz kuru oynaklığının ve yurt dışı talebin, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisine de bakılmıştır. Hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modellerde; yurt dışı talepteki artış, imalat sanayi ihracatını, pandemi öncesi dönemde daha fazla arttırmıştır. Hem pandemi öncesinde hem de (2013.01-2021.09) döneminde, doğrusal modelde reel döviz kurundaki artış, imalat sanayi ihracatını azaltmaktadır. Pandemi öncesinde doğrusal olmayan modelde reel döviz kurundaki azalmanın imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi negatif ve katsayısı da istatistiksel bakımdan anlamlıdır. (2013.01-2021.09) döneminde ise reel döviz kurundaki azalmanın imalat sanayi üzerindeki etkisi negatif olmakla birlikte katsayısı istatistiksel bakımdan anlamsız bulunmuştur. Reel kur oynaklığının, imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisi de pandemi öncesi dönemde daha azdır.

Ülkeler açısından bakıldığında ise pandemi öncesinde yurt dışı talep değişkenine ait katsayı 12 ülkede anlamlı bulunurken (2013.01-2021.09) döneminde yurt dışı talep değişkenine ait katsayı 16 ülkede anlamlı bulunmuştur. Pandemi öncesi dönemde, reel döviz kuru azalışları 15 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını etkilerken (2003.01-2021.09) döneminde 17 ülke için anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır. Pandemi öncesi dönemde, reel döviz kuru artışı 19 ülkeye yapılan imalat sanayi ihracatını etkilerken (2003.01-2021.09) döneminde 16 ülke için anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır.

Elde edilen tüm sonuçlara göre, ülke bazında asimetrik ilişki yansıtan doğrusal olmayan modellerin, doğrusal olan modellere göre daha fazla bilgi verdiği görülmektedir. Bunun nedeni değişkenler arasındaki ilişkilerin ülkelere göre etkisinin ve anlamlılık düzeyinin farklı olmasıdır. Bu kapsamda ihracatı artırmaya yönelik uygulanacak politikalarda ihracat yapılan ülkeye özgü özelliklerin göz önünde bulundurulması ve bu kapsamda politikalar üretilmesi uygun olacaktır. Ayrıca, reel döviz kurunun etkisi araştırılırken toplam etki yerine reel döviz kurunun artış ve azalış dönemlerindeki etkisini inceleyen asimetrik etkilerinin de göz önünde bulundurulması yerinde olacaktır.

Kaynakça

Acaravcı, A. ve Dağlı, Ö. (2021), Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi, *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 7(2), 213-232.

Acaravcı, A. ve Öztürk, İ. (2002), Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma, *Review of Social, Economic& Business Studies*, 2, 197-206.

Ahmed, K., Qasim, M. ve Chani, M.I. (2017), Impact of Exchange Rate on Exports in Case of Pakistan, *Bulletin of Business and Economics*, 6(2), 98-102.

Alev, N. (2020), Döviz Kuru ve Döviz Kuru Volatilitesinin İhracat ve İthalat Üzerine Etkisi, *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(4), 606-623.

Arize, A.C. (1995), The Effects of Exchange-Rate Volatility on US Exports: An Empirical Investigation, *Southern Economic Journal*, 62(1), 34-43.

Arize, A.C., Malindretos, J. ve Igwe, E.U. (2017), Do Exchange Rate Changes Improve the Trade Balance: An Asymmetric Nonlinear Cointegration Approach, *International Review of Economics and Finance,* (49), 313-326.

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

Aslan, Ç., Çepni, O. ve Gül, S. (2021), The Impact of Real Exchange Rate on International Trade: Evidence from Panel Structural VAR Model, *The Journal of International Trade&Economic Development*, 1-14.

Asteriou, D., Masatci, K. ve Pilbeam, K. (2016), Exchange Rate Volatility and International Trade: International Evidence from the MINT Countries, *Economic Modelling*, (58), 133-140.

Bahmani-Oskooee, M. ve Halıcıoğlu, F. (2017), Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on Turkish Bilateral Trade Balances, E*conomic Systems*, (41), 279-296.

Bahmani-Oskooee, M. ve Aftab, M. (2017), On the Asymmetric Effects of Exchange Rate Volatility on Trade Flows: New Evidence from US-Malaysia Trade at the Industry Level, *Economic Modelling*, (63), 86-103.

Bahmani-Oskooee, M. ve Durmaz, N. (2021), Exchange Rate Volatility and Turkey-EU Commodity Trade: An Asymmetry Analysis, *Empirica*, 48(2), 429-482.

Bakkaloğlu, A. (2020), Türkiye Ekonomisinde Sanayileşme, Sakarya İktisat Dergisi, 10(1), 66-91.

Barak, D. ve Naimoğlu, M. (2018), Reel Döviz Kurunun Dış Ticaret Üzerindeki Etkisi: Kırılgan Beşli Örneği, *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(2), 82-95.

Bilgin, C. (2020), Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on Exports: A Sectoral Nonlinear Cointegration Analysis for Turkey, *Munich Personal RePEc Archive* (101316).

Boratav, K. ve Yeldan, E. (2006), Turkey, 1980-2000: Financial Liberalization, Macroeconomic (in)-stability, and Patterns of Distribution, *External Liberalization in Asia, Post-Socialist Europe, and Brazil*, New York: Oxford University Press, 417-455.

Bozok, İ., Şen Doğan, B. ve Yüncüler, Ç. (2015), Estimating Income and Price Elasticity of Turkish Exports with Heterogeneous Panel Time-Series Methods*, TCMB Working Paper*, (26), 1-26.

Breitung, J., Roling, C. ve Salish, N. (2013), LM-Type Tests for Slope Homogeneity in Panel Data Models, *Working Paper*, *University of Bon.*

Buch, C.M. (2001), Money Demand in Hungary and Poland, *Applied Economics*, 33(8), 898-999.

Chudik, A. ve Pesaran, M.H. (2013), Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors, *CESifo Working Paper*, (4232), 1-60.

Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M.H. ve Raissi, M. (2015), Long-Run Effects in Large Heterogenous Panel Data Models with Cross-Sectionally Correlated Errors, *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, (*223), 1-45.

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

Gerni, C., Aksu, H. ve Emsen, Ö.S. (2018), Türkiye Ekonomisinde İhracat ile İthalat ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkiler, *CÜ İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 19(1), 78-91.

Goldstein, M. ve Khan, M.S. (1978), The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach, *The Review of Economics and Statistics*, 60(2), 275-286.

Gómez, V. ve Maravall, A. (1998), Guide for Using the Programs TRAMO and SEATS, Working Paper 9805, Research Department, Bank of Spain.

Gómez, V. ve Maravall, A. (1996), Programs TRAMO (Time Series Regression with Arimanoise, Missing Observations and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series), Instruction for the User, Working Paper 9628 (withupdates), Research Department, Bank of Spain.

Gül, S. (2018), Türkiye'de Reel Kur Hareketlerinin İhracat Üzerindeki Asimetrik Etkileri, *TCMB Çalışma Tebliği*, (18/12), 1-34.

Hooy, C.-W., Law, S.-H. ve Chan, T.-H. (2015),The Impact of the Renminbi Real Exchange Rate on ASEAN Disaggregated Exports to China, *Economic Modelling*, (47), 253-259.

Hoyos, R.D. ve Sarafidis, V. (2006), Testingfor Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models, *Stata Journal*, 6(4), 482-496.

Kasman, A. ve Kasman, S. (2005), Exchange Rate Uncertainty in Turkey and Its Impact on Export Volume, *METU Studies in Development*, (32), 41-58.

Kazdal, A. ve Gül, S. (2021), Türkiye'de İhracat ve Reel Kur Arasında Zamana Göre Değişen İlişki: Sektörel Düzeyde Güncel Bir İnceleme, *TCMB Çalışma Tebliği*, 21(38), 1-32.

Kemal, M.A. ve Qadir, U. (2005), Real Exchange Rate, Exports, and Imports Movements: A Trivariate Analysis, *The Pakistan Development Review*, 44(2), 177-195.

Kılıç, E. (2014), Stratejik Sektörlerin Dış Ticareti ile Reel Efektif Döviz Kuru Hareketleri ve Belirsizliği Arasındaki İlişki, *Sakarya İktisat Dergisi*, 3(4), 43-66.

Kim, S. (2001), International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's, *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 339-372.

Kızıldere, C., Kabadayı, B. ve Emsen, Ö.S. (2014), Dış Ticaretin Döviz Kuru Değişimlerine Duyarlılığı: Türkiye Üzerine Bir İnceleme, *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi,* (12), 39-54.

Lombardi, M., Mohanty, M. ve Shim, I. (2017), The Real Effects of Household Debt in the Short and Long Run*, BIS Working Papers*, (607), 1-40.

Pagliari, M.S. ve Hannan, S.A. (2017), The Volatility of Capital Flows in Emerging Markets: Measures and Determinants, *IMF Working Paper*, (41), 1-57.

Pesaran, M.H. (2004), *General Diagnostics Test for Cross Section Dependence in Panels*, Cambridge: University of Cambridge.

Pesaran, M.H. (2007), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.

Pesaran, M.H. ve Yamagata, T. (2008), Testing Slope Homogeneity in Large Panels, *Journal of Econometrics*, (142), 50-93.

Pesaran, M.H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008), A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence, *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.

Pesaran, M., Shin, Y. ve Smith, R. (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood-Nimmo, M. (2014), Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multiplier in a Nonlinear ARDL Framework, *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications,* New York: Springer Science+Business Media, 281-314.

Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2005), Türkiye'nin İhracat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yöntemi ile Eşbütünleşme Analizi, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 6(1), 144-152.

Swamy, P.A. (1970), Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model, *Econometrica*, 38(2), 311-323.

Talib, M.N., Ahmed, M., Naseer, M.M., Slusarczyk, B. ve Popp, J. (2021), The Long-Run Impacts of Temperature and Rainfall on Agricultural Growth in Sub-Saharan Africa, *Sustainability*, 13(595), 1-16.

Tarı, R. ve Yıldırım, D.Ç. (2009), Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama, Yönetim ve Ekonomi: *Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi,* 16(2), 95-105.

TÜİK (2020), TÜİK Dış Ticaret İstatistikleri, https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Dis-Ticaret-Istatistikleri-Ocak-2020-33849 (Erişim Tarihi: 01.12.2021)

Tunaer Vural, B.M. (2016), Effect of Real Exchange Rate on Trade Balance: Commodity Level Evidence from Turkish Bilateral Trade Data, *Procedia Economics and Finance*, (38), 499-507.

Westerlund, J. (2007), Testing for Error Correction in Panel Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.

Wondemu, K. ve Potts, D. (2016), The Impact of the Real Exchange Rate Changes on Export Performance in Tanzania and Ethiopia*, African Development Bank Working Paper*, (240), 1-39.