

TİCARET POLİTİKA BELİRSİZLİĞİNİN ULUSLARARASI TİCARETE ETKİSİ: TÜRKİYE’NİN İHRACATINA YÖNELİK AMPİRİK BİR İNCELEME

The Impact of Trade Policy Uncertainty on International Trade: An Empirical Investigation on Turkey's Exports

Rüya KAPLAN YILDIRIM¹

Özet

Anahtar Kelimeler:
Ticaret Politikası
Belirsizliği,
Uluslararası Ticaret,
ARDL

JEL Kodları:
F13, F14, F41

Makale Geliş Tarihi:
3.08.2024
Makale Kabul Tarihi:
29.09.2024

Son yıllarda artan ticaret serbestliği ve uluslararası rekabet, özellikle gelişmekte olan ülkelerde ekonomik entegrasyonu ve dış ticaret hacmini hızlandırmıştır. Türkiye'nin 1980 sonrası benimsediği ihracat odaklı politikalar, ülkenin sanayi ihracatçısı konumuna geçişini sağlamış, serbest piyasa ekonomisi uygulamaları ihracat hacmini ve küresel entegrasyonunu artırarak ekonomik büyümeye katkı sağlamıştır. Ancak, uluslararası ticaret politikalarındaki belirsizlikler, ekonomik faaliyetlerde daralmaya yol açarak Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde yatırımlar ve döviz kuru oynaklığını etkilemektedir. Bu çalışmada, ABD Ticaret Politikası belirsizliği (TPB), uluslararası ticareti ve finansal sistemi etkileyen makroekonomik değişkenlerden olan Türkiye'nin yıllık Kredi Risk Primi (CDS) verileri ile Reel efektif döviz kurunun (REDK) Türkiye'nin temel uluslararası ticaret göstergelerinden biri olan ihracat miktarındaki değişime etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda 01.01.2013- 31.05.2024 dönemini kapsayan aylık veriler analize dahil edilmiş ve REDK'nin hem uzun dönemde hem de kısa dönemde Türkiye'nin toplam ihracat miktarını etkilediği görülürken, CDS'nin sadece uzun dönemde ihracat üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Türkiye'nin İhracat miktarı ile Amerika TPB arasında ise anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Abstract

Keywords:
Trade Policy
Uncertainty,
International Trade,
ARDL

JEL Codes:
F13, F14, F41

In recent years, increasing trade liberalisation and international competition have accelerated economic integration and foreign trade volume, especially in developing countries. The export-oriented policies adopted by Turkey after 1980 enabled the country to become an industrial exporter, and free market economy practices contributed to economic growth by increasing export volume and global integration. However, uncertainties in international trade policies lead to contraction in economic activity and affect investments and exchange rate volatility in developing countries such as Turkey. In this study, it is aimed to investigate the effect of US Trade Policy Uncertainty (TPU), Turkey's annual Credit Risk Premium (CDS) data, which is one of the macroeconomic variables

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın Meslek Yüksekokulu, Aydın, Türkiye, e-posta : ruya.kaplan@hotmail.com, Orcid : 0000-0003-0455-568X

affecting international trade and financial system, and Real Effective Exchange Rate (REER) on the change in the amount of exports, which is one of the main international trade indicators of Turkey. For this purpose, monthly data covering the period 01.01.2013 - 31.05.2024 are included in the analysis and it is seen that the RERC affects Turkey's total exports both in the long run and in the short run, while the CDS has a significant effect on exports only in the long run. There is no significant relationship between Turkey's exports and the US TPU.

1. GİRİŞ

Küreselleşmeyle birlikte serbestleşen ticaret ve uluslararası rekabetin artması neticesinde başta gelişmekte olan ülkeler olmak üzere ülkeler arasında ekonomik entegrasyon ve piyasaların birbirine bağımlılığı ile ülkelerin dış ticaret hacimleri de artmıştır. Türkiye'nin 1980 yılından sonra ihracatı teşvik eden ekonomi politikalarını benimsemesiyle dış ticaret dengesinde önemli bir değişim yaşanmış ve tarım ihracatçısı konumunda olan ülke sanayi ihracatçısı konumuna gelmiştir (Özel, 2011). Özellikle serbest piyasa ekonomisine geçiş sürecinde uygulamaya konan ticari serbestleşme politikalarının ülkenin ihracat hacminde ciddi bir artışa yol açtığı, Türkiye'nin dünya ticaretine entegrasyonunu hızlandırdığı ve ekonomik büyümeye katkı sağladığı belirtilmiştir (Tokucu ve Yüce, 2013; Şahin, 2022 ve Mazlum, 2020). Bu bağlamda; ihracatta sanayi ürünlerinin payının artması, pazarlama alanında yaşanan yenilikler ve diğer ülkelerle geliştirilen ticari ilişkiler Türkiye'nin ihracat performansını güçlendiren unsurlar olarak öne çıkmaktadır.

Bir ülkenin ihracatı makroekonomik, politik ve coğrafi gibi birçok unsurdan etkilenmektedir (Alev, 2020; Güler, 2021; Uslu, 2023; Güngör, 2023; Özbaş ve Yıldırım, 2023; Dilsiz, 2024 ve Çelik ve Çatuk, 2024). Türkiye'nin ekonomik ve politik koşulları incelendiğinde makroekonomik değişkenlerin son yıllarda çok hızlı değiştiği görülmektedir. Ayrıca ülkenin jeopolitik konumu ve bu konumdan kaynaklı yaşanan sıkıntılar da ülkenin ihracatını doğrudan etkileyen etmenlerdendir. Nitekim, uluslararası ticaretin ekonomik şoklara karşı hassas olduğu ve bu nedenle ticaret politikası belirsizliğinin yüksek olduğu durumlarda şirketlerin temkinli bir tutum sergileyerek yatırım kararlarını erteleyip işe alımları azaltarak ekonomik faaliyetin azalmasına sebep olduğu bilinmektedir (Ünlü, 2024).

Ticaret politikası belirsizliği; bir ülkenin ticaret politikasında geçici ticaret yasakları, ekonomik yaptırımlar, fikri mülkiyet anlaşmazlıkları, vb. olmak üzere değişiklik olasılığını ifade eder (Zhang ve Qu, 2022). Dünya ekonomisinin son yirmi yıldır yaşadığı küresel ticaret savaşları, gümrük tarifesi tehditleri, gümrük tarifesi artışları ve misillemeler ekonomik ve ticaret politikası belirsizliklerinin başlıca nedenleri olarak ortaya çıkmıştır (Baker vd., 2019). Son yıllarda, ticaret savaşları başta olmak üzere çeşitli ekonomik, siyasi ve askeri gelişmeler de ticaret belirsizliğini arttırdığı söylenebilmektedir (Songur, D., 2023).

Ticaret gerginlikleri ve ortaya çıkan ticaret politikası belirsizliği (TPB) ile ilgili olarak, son ampirik kanıtlar, artan TPB, ihracat, pazar erişimi, yatırımlar, ekonomik faaliyet, istihdam ve borsalar gibi çeşitli unsurları etkileyerek ekonomi ve finans sektörü üzerinde olumsuz etkiler sebep olduğu görülmektedir (Yu, vd. 2023). Ayrıca, politika belirsizliği döviz kuru oynaklığını da artırmaktadır (Ünlü, 2024). Gelişmekte olan ülkeler, ticaret politikası belirsizliğindeki

artıştan daha fazla etkilenmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin risk faktörleri artma eğiliminde olması nedeniyle belirsizlik arttıkça, yatırımlar ve fonlar gelişmiş ülkelere doğru kaymaktadır.

Çalışmanın amacı, ihracat üzerinde etkisi olduğu belirlenen ticaret politikası belirsizliğinin (TPB) (Handley, 2014; Feng, vd.,2016) Türkiye'nin ihracatı üzerinde etkisinin olup olmadığını araştırmaktır. Bu kapsamda, Baker ve diğ. 2016 yılında geliştirmiş oldukları ticaret politikası endeksi kullanılmıştır. Ticaret politika belirsizliği endeksi başta döviz kurları olmak üzere ilgili başka göstergeleri de belirgin ölçüde etkileyebilmektedir (Songur, D. Y. 2023). Bu nedenle birbiri ile bağlantılı olduğu düşünülen TPB, Döviz kuru ve CDS değişkenleri bağımsız değişken olarak belirlenmiş ve Türkiye'nin ihracat miktarına sadece ticaret politikası belirsizliğinin değil, aynı zamanda döviz kuru ve ülke risk priminin etkisi de incelenmiştir.

Çalışmada, konu edilen makroekonomik değişkenler ile ilgili kavramsal çerçeveden bahsedilip literatür incelemesi yapılmış ve ardından metodolojiye, analiz ve analizlerin bulgularına değinilmiştir. Çalışmanın son bölümünde ise sonuç ve değerlendirme bölümü yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

CDS (Ülke Risk Primi)

Ülkelerin risk prim düzeyi olarak ifade edilen CDS (Credit Default Swap), alacaklı tarafın, borçtan kaynaklı riskin üçüncü bir tarafa belirli bir ücret karşılığında transfer etmesi olarak da tanımlanabilir ve mantığı bir finansal enstrümanın iki taraf arasında el değiştirmesi olarak adlandırılan swap işlemlerine dayanmaktadır (Yenisu ve Yenice, 2018). Ülkelerin dış borçlanma maliyetlerini doğrudan etkileyen CDS priminin yüksek olması, ekonomide risklerin ve buna bağlı olarak fonlama maliyetlerinin de yükseldiği şeklinde yorumlanmakta ve dolayısıyla CDS primi daha yüksek olan ülkelerin reel ve finansal şoklar karşısında daha fazla kırılganlık gösterdikleri düşünülmektedir (Varlık ve Öbekcan, 2023). CDS'i yüksek olan ülke ve o ülkedeki kurumların borçlanma maliyetleri düşük olan ülkelere göre daha yüksek olması nedeniyle CDS'ler ülkeler açısından önemli bir ekonomik gösterge niteliği taşımaktadır (Karşlıoğlu ve Sevim, 2022). CDS primleri, yatırımcılar için ülke kredi riskinin doğru değerlendirilebilmesi ve buna uygun stratejiler geliştirilebilmesi açısından önemli bir gösterge niteliğindedir ve ülkelerin ekonomik ve finansal göstergelerindeki değişimler, CDS primleri üzerinde doğrudan etkili olarak olumsuz gelişmeler ülke riskinin artmasına ve dolayısıyla, CDS primlerinin yükselmesine neden olmaktadır (Kılıcı, 2017). Literatürde bir ülkenin CDS primleri ile o ülkenin makroekonomik değişkenleri ve ihracat hacimleri arasında ilişki olduğu belirtilmiştir (Plank, 2010; Naifar, vd., 2017).

Döviz Kuru

Ulusal para biriminin yabancı paralar cinsinden değerinde meydana gelen değişim olarak tanımlanan döviz kuru (Yamak ve Korkmaz, 2005) özellikle gelişmekte olan ekonomilerin üretim ve ticaret yapısı nedeni ile dış ticaret dengeleri üzerinde belirleyici bir etkiye sahiptir. Merkez bankaların politikaları sonucunda meydana gelen döviz kurundaki dalgalanmalar, döviz kurunun gelecekteki değerinde belirsizliğe yol açarak ülkelerin ihracat hacmini ve dolayısıyla ülke ekonomisini etkilemektedir (Tarı ve Yıldırım, 2009).

Köse vd. (2008), reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkisinin iki sebeple açıklanabileceğini belirtmiştir; ihracatçı firmalar riskten kaçınma eğiliminde ise döviz kuru oynaklığındaki artışlar beklenmedik maliyetleri arttırabileceğinden ihracat miktarını azaltacaktır. Diğer husus ise, ödemeler teslimat sonrasında yapıyor ise teslimat ile ödeme arasında döviz kurunda öngörülemeyen değişimler kar beklentilerini ve böylece ihracatı azaltacaktır.

Güler (2021), reel döviz kurunun düşmesi yani yerli paranın yabancı para karşısında değer kaybetmesi durumunda yerli malların fiyatı yabancı mallara göre daha ucuzlayarak ihracatta rekabet avantajı sağladığı için reel döviz kurunun dış ticaret politikasının bir aracı olarak kullanıldığını belirtmiştir.

Genellikle literatürde döviz kurunda meydana gelen belirsizliğin ülkedeki ihracatı olumsuz etkilediği ifade edilse de (Saatçioğlu ve Karaca, 2004; Alev, 2020), Şanlı (2022), kur dalgalanmalarının ihracatı teşvik ettiğini fakat kur artışından kaynaklı üretim maliyetleri de artacağı için ihracat rekabetinin düşük kalacağını belirtmiştir.

Ticaret Politikası Belirsizliği

Genel ekonomik belirsizliğin alt kategorisi olan ticaret politikası belirsizliği (Çekin ve Nuroğlu, 2020), bir ülkenin ticaret politikasında geçici ticaret yasakları, ekonomik yaptırımlar, fikri mülkiyet anlaşmazlıkları, gibi değişikliklerin olma olasılığını ifade eder (Zhang ve Qu, 2022). Ticaret politikası belirsizliği, ticaret savaşlarına dahil olmasalar bile başta gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarını olmak üzere tüm ülkeleri olumsuz olarak etkilemektedir (Eryılmaz ve Yılmaz, 2020).

Literatür incelendiğinde ticaret politika belirsizliğinin (TPB) firmaların yatırım kararlarından ekonomik büyüme, yenilikçilik, finansal yatırımlar ve ticaret dengeleri ile piyasa tepkilerine etkisinin ampirik olarak test edildiği görülmektedir. Yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde TPB' nun yatırımları azalttığı, dış ticaret hacmini düşürdüğü, firma düzeyinde yenilikçiliği ve yabancı pazarlara giriş kararlarını geciktirdiği, finansal piyasalarda volatilitayı artırdığı ve emtia fiyatlarında dalgalanmalara neden olduğu anlaşılmaktadır. Konu ile ilgili yapılan çalışmalar tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Literatür Özeti

| Yazarlar | Yıl | Çalışma Amacı | Temel Bulgular |
|-------------------------|------|---|---|
| Handley ve Kyle | 2011 | Ticaret politikası belirsizliğinin Avusturalya'daki firmaların ihracat kararları üzerindeki etkilerini incelemek. | Ticaret politikası belirsizliği uzun vadede yatırımları olumsuz etkilemektedir. Firmalar belirsizliği azaltan düzenlemeler yapıldığında ihracat kararlarında daha istekli hale geldiği elde edilmiştir. |
| Nuno, L. ve Handley, K. | 2013 | Ticaret politikası belirsizliğinin Çin ve ABD ekonomileri üzerinde yarattığı etkileri ve bunun ticaret ve refah | Ticaret politikası belirsizliğinin artması hem Çin, hem de ABD'de firmaların yatırım kararlarını olumsuz etkileyerek |

| Yazarlar | Yıl | Çalışma Amacı | Temel Bulgular |
|---|------|---|---|
| | | üzerindeki yansımalarını incelemektedir. | ticaret hacminin daralmasına yol açmıştır. |
| Handley, K., ve Limao, N. | 2015 | Politika belirsizliğinin uluslararası ticaret bağlamında firmaların yatırım kararlarına etkisini belirlemeyi amaçlamıştır. | Ticaret politikası belirsiz olduğunda firmaların yatırımları ve ihracat pazarlarına girişleri azalır |
| Osnago, A., Piermartini, R. ve Rocha, N | 2015 | Ticaret politikası belirsizliğinin ticaret üzerinde bir engel olarak nasıl rol oynadığını araştırmak. | Ticaret politikası belirsizliğinin ihracatın önünde önemli bir engel olduğu, özellikle küçük ve orta ölçekli işletmelerin ihracatını olumsuz etkilediği tespit edilmiştir. |
| Feng, L., Li, Z. ve Swenson, D. L. | 2017 | TPB'de meydana gelen azalmanın firmaların ihracat kararlarına olan etkisini incelemek. | WTO'ya katılım, Çin'deki ticaret politikası belirsizliğini azalttı ve bu da Çin ihracatında önemli bir artışa yol açtı. Özellikle belirsizlikten en fazla etkilenen sektörlerde ihracatın ciddi ölçüde arttığı gözlemlendi. |
| Crowley, M., Meng, N. ve Song, H | 2018 | Gelecekteki tarife oranlarına ilişkin belirsizlikteki artışın, firmaların ihracat pazarlarına girme ve bu pazarlardan çıkma kararlarını nasıl etkilediğini araştırmaktadır. | TPB yüksek olduğu dönemlerde Çinli firmaların yeni pazarlara girme isteğinin azaldığı ve artan ticaret politikası belirsizliğine maruz kaldığında dış pazarlardan çıkma olasılığının daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. |
| Steinberg, J. B. | 2019 | Brexit sonrası ticaret politikalarına ilişkin belirsizliğin etkisini ölçmektir. | Brexit makroekonomik düzeyde belirsizlik yaratarak yatırım ve tüketim üzerinde olumsuz etkilere sebep olduğu ve İngiltere ekonomisinin büyümesini sınırladığı tespit edilmiştir. |
| Gozgor, G., Tiwari, A. K., Demir, E. ve Akron, S. | 2019 | ABD'de Ticaret politikası belirsizliği ile Bitcoin getirileri arasındaki ilişkiyi tespit etmeyi amaçlamıştır. | TPB ile Bitcoin getirileri arasında pozitif ilişki olduğu, fakat 2010-11 ve 2017-18 dönemlerinde hem Bitcoin getirilerinde hem de TPB'da önemli rejim değişiklikleri olduğu dönemlerde TPB'nun Bitcoin getirilerini önemli ölçüde ve olumsuz yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. |
| Özkan, O | 2019 | Ekonomik politika ve ticaret politikası belirsizlikleri ile Dolar-TL kuru arasındaki nedensellik durumunu incelemeyi amaçlamıştır. | Sadece Ekonomik politika belirsizliği ile Dolar-TL arasında değil, ayrıca TPB ile Dolar-TL arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna ulaşılmıştır. |

| Yazarlar | Yıl | Çalışma Amacı | Temel Bulgular |
|---|------|--|--|
| Nuroglu, E. ve Çekin, S. E | 2020 | Ticaret savaşlarından etkilenmesi muhtemel olan ülkelerdeki makro iktisadi değişkenlerin, ticaret politikasındaki belirsizlikten ne ölçüde etkilendiğini araştırmayı amaçlamıştır. | Yapılan analizler neticesinde TPB, Gelişmiş ülkelerden olan ABD ve Japonya'nın hisse senedi piyasalarını ve reel ekonomisini etkilerken, gelişmekte olan ülkelere Çin'in ticaret dengesi üzerinde ve Türkiye'nin enflasyon üzerinde negatif etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir. |
| Liu, Q. ve Ma, H. | 2020 | Ticaret politikası belirsizliğinin yenilikçilik üzerindeki etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. | Çin'in Dünya Ticaret Örgütü'ne katılımı ile ticaret politikasındaki belirsizlik azalmış ve bunun sonucunda Çinli firmaların yenilikçileri, patent başvuruları ve ARGE'ye yatırımlarının arttığı tespit edilmiştir. |
| Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A. ve Raffo, A. | 2020 | Ticaret politikası belirsizliğindeki (TPB) beklenmedik değişikliklerin ABD ekonomisi üzerindeki etkilerinin araştırılması amaçlanmıştır. | TPB'nun yatırımlar ve ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisinin olduğu bulgusu elde edilmiştir. |
| Özçelik, O. | 2022 | ABD ve Çin'deki TPB hem ABD'nin hem de Çin'in dış ticaret dengesine etkileri araştırılmıştır. | ABD'nin TPB'deki artışı Çin ile yaptığı dış ticareti etkilemezken, Çin'deki TPB artmasının ABD'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir. |
| Zhang, R. ve Qu, Y. | 2022 | ABD TPB'nin Çin'in ABD malları ihracatının ticaret marjları üzerindeki etkisini ampirik olarak analiz etmiştir. | TPB'nin Çin'in ABD'ye olan ihracatını olumsuz etkilediği sonucu elde edilmiş ve Çin, ihracat işletmelerinin teknolojik Ar-Ge ve inovasyonuna yönelik desteği artırması, diğer ülkelerle ikili veya çok taraflı serbest ticaret anlaşmalarını genişletmeli tavsiye edilmiştir. |
| Huynh, T. L. D., Nasir, M. A. ve Nguyen, D. K. | 2023 | TPB'nin küresel olarak en çok işlem gören dokuz para biriminin oynaklık ve getirisine etkilerini incelemek. | TPB olduğunda, döviz kurları arasında asimetric yayılma ve volatilité yayılımı söz konusu olduğu tespit edilmiş ve TPB'nin döviz piyasası dinamiklerinde etkili olduğu sonucuna varılmıştır. |
| Li, M., Lin, Q., Lan, F., Zhan, Z. ve He, Z. | 2023 | TPB'nin enerji firmalarının finansal yatırımlarını etkileyip etkilemediğini araştırmaktadır. | TPB'nin enerji firmalarının finansal yatırımları ile negatif ilişkili olduğu, enerji firmalarının TPB yüksek olduğu dönemlerde finansal yatırımlarını azaltmayı tercih ettikleri tespit edilmiştir. |

| Yazarlar | Yıl | Çalışma Amacı | Temel Bulgular |
|---------------------------------------|------|--|---|
| Wang, F. ve Wu, M. | 2023 | TPB'nin Çin'deki makro ekonomi, sanayi gelişimi ve enerji tüketimi üzerindeki etkilerini değerlendirmek. | TPB'nin Çin ekonomisine maksimum %5,65'lik bir GSYH düşüşüne sebep olması beklenirken, enerji tüketimini en fazla %6,91 oranında azaltabileceği düşünülmektedir. TPB'nin Sektörler üzerinde ise farklı etkileri olduğu tespit edilmiştir. TPB tekstil ve hazır giyim sektörünü, makine sektörünü ve diğer imalat sektörlerini diğer sektörlere kıyasla ortalama %7,64 daha fazla etkilemesi beklenmektedir. |
| Yu, M., Fan, J., Wang, H. ve Wang, J. | 2023 | ABD ticaret politikası belirsizliğinin Çin'in tarımsal ithalat ve ihracatı üzerindeki etkisini ampirik olarak araştırmaktadır. | ABD'nin ticaret politikası belirsizliğinin artması, Çin'in ABD'ye tarımsal ihracatı ve ABD'den ithalatı azaltırken, diğer ülkelerden yaptığı toplam tarımsal ithalatı artırdığı tespit edilmiştir. |
| Ünlü, F. | 2024 | Türkiye'de 1960-2020 dönemi için döviz kuru, ticaret dengesi ve ticaret politikası belirsizliği arasındaki ilişkileri araştırmaktır. | Uzun dönemde ticaret politikası belirsizliği, ticaret dengesi ve döviz kuru arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. TPB ticaret dengesi ve döviz kurundaki şoklara tepkisi istatistiksel olarak anlamlı ve negatif iken, ticaret dengesindeki bir artış döviz kurunu arttırıp TPB'yi azaltmaktadır. |

3. Veri ve Yöntem

Çalışmada, ABD Ticaret Politikası belirsizliği, Türkiye'nin yıllık CDS verileri ve Reel efektif döviz kurunun Türkiye'nin temel dış ticaret göstergelerinden biri olan ihracat miktarındaki değişime etkileri 01.01.2013- 31.05.2024 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak incelenmiş ve bu veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sistemi (EVDS) veri tabanından ve policyuncertainty.com'dan elde edilmiştir. Modelimizde serilerin doğal logaritmik düzeyleri kullanılmıştır. Modelimiz aşağıdaki gibidir;

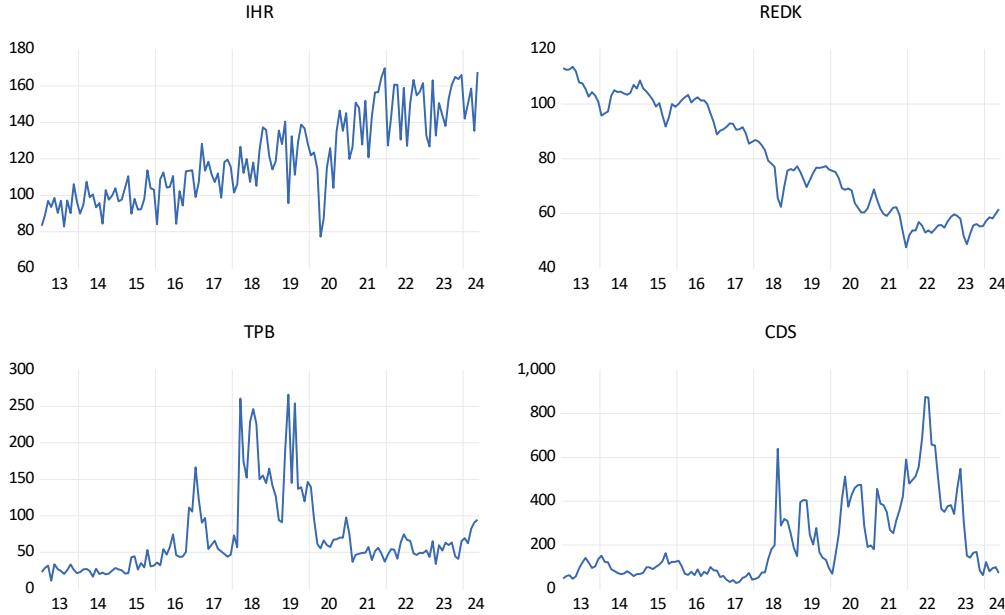
$$LIHR_t = \beta_0 + \beta_1 LTPB_t + \beta_2 LREDK_t + \beta_3 LCDS_t + U_t \quad (1)$$

Çalışmanın analizleri, Eviews 12.0 programı ile elde edilmiştir. Tablo 2'de çalışmada kullanılan değişkenlerin tanımlaması yer almaktadır.

Tablo 2. Makroekonomik Değişkenlerin Tanıtımı

| Değişkenler | Logaritmik Düzey | Değişken Tanımı | Veri Tabanı |
|---|------------------|-------------------|-----------------------|
| İhracat Miktar Endeksi | LIHR | Bağımlı Değişken | evds2.tcmb.gov.tr |
| Ticaret Politikası Belirsizliği Endeksi | LTPB | Bağımsız Değişken | policyuncertainty.com |
| Reel Efektif Döviz Kuru | LREDK | Bağımsız Değişken | evds2.tcmb.gov.tr |

Çalışmaya dahil edilen değişkenlerin zaman içerisinde göstermiş oldukları eğilim grafikleri aşağıda sunulmuştur.



Grafik 1: Değişkenlerin zaman eğilim grafikleri

Değişkenlerin son 10 yıllık zaman eğilim grafikleri incelendiğinde, ihracatın genel bir yükseliş trendinde olduğu, 2020 yılının ilk dönemlerinde ciddi bir düşüş yaşadığı ve bunun da Çin’de başlayan ve sonrasında tüm dünyaya yayılan COVID 19 pandemisinin etkili olduğu döneme denk geldiği, pandeminin Türkiye’nin ihracatını ciddi oranda azalttığı görülmektedir. Bir ülkenin ticaret dengesi üzerinde doğrudan etkisi bulunan reel efektif döviz kuru ise düşüş trendinde olduğu, en yüksek değer 2013 başlarında gözlemlenirken, en düşük değerlerin ise 2021 sonları olduğu görülmektedir. REDK düşmesi ülkenin ihracatının artmasına sebebiyet vermesi tahmin edilir grafiklere de bakıldığında beklentinin doğrulandığı gözlemlenmektedir.

3.1. Durağanlık Testleri

REDK, CDS, TPB’nin İHR’ye 2013-2024 dönemindeki etkisini belirlemek amacıyla ilk olarak verilerin durağanlığını tespit etmeye yönelik Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanmıştır.

ADF testinde aşağıdaki regresyon denklemlerinde $H=0$ hipotezi birim kök varlığı test edilmektedir. H_0 hipotezi reddediliyorsa değişkenin birim kök içermediği ve dolayısıyla durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \delta \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (4)$$

3.1.1. Ardl ve Sınır Testi

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ve zaman serilerinin hem I(0) hem de I(1) süreçlerinden oluşmasında bile güvenilir sonuçlar sunabilen ARDL temelli sınır testi yönteminde eğer y_t açıklanan ve $x_{j,t}$; $j = 1, \dots, k$ de açıklayıcı değişken olarak bir ARDL (p, q_1, \dots, q_k) modeline dahil edilirse, bu durumla ilgili yapı şu şekilde ifade edilir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu eşitlikte, modelin sabit terimini α_0 , trend katsayısını α_1 , bağımlı değişken gecikmeli değerler katsayılarını φ_i , “k” adet açıklayıcı değişken gecikmeli değerler katsayılarını ise β_{j,l_j} gösterirken, ε_t hata terimini ifade etmektedir. Pesaran ve arkadaşları (2001), (1) numaralı denklemi esas alarak koşullu hata düzeltme modellerine yönelik beş farklı alternatif model önermiş, değişkenlerde var olan eşbütünlüşme ilişkileri, bu modeller üzerinden sınır testleri kullanarak incelemiştir. Çalışmada, Pesaran ve arkadaşlarının (2001) önerdiği modeller arasından yalnızca sabit terim içeren koşullu hata düzeltme modelini ifade eden Model 3 tercih edilmiş ve (6) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \varepsilon_t \quad (6)$$

(6) numaralı denklemde elde edilen hata düzeltme modeli (7) numaralı denklemde gösterilmiştir (Pesaran vd., 2001).

$$EC = y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} \quad (7)$$

Testin temel hipotezi,

$$H_0: b_0 = b_j = 0, \forall_j \text{ (eşbütünlüşme ilişkisi yoktur)} \quad (8)$$

Şeklimde kurulmaktadır. Test edilen temel hipotezde, b_0 katsayısı bağımlı değişkenin gecikmeli değeri veya değerlerini, b_j katsayısı ise bağımsız değişkenin gecikmeli değeri veya değerlerini ifade etmektedir. Katsayıların sıfıra eşit olup olmadığını test eden temel hipotez reddedildiğinde, değişkenler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı elde edilmektedir.

Pesaran ve diğerleri (2001), temel hipotezi test etmek amacıyla bir F testi istatistiği belirlemişlerdir. Ancak belirlenen F istatistikleri standart dağılımla örtüşmediğinden, Pesaran ve diğerleri (2001), tüm değişkenlerin $I(0)$ olduğunu varsayan asgari sınır olarak tespit edilen eşik değerlerini (sınır veya kritik değerler olarak da adlandırılabilir) çeşitli önem seviyeleri için türetmişlerdir. Bu yaklaşıma göre, ilk durumda, F istatistiği değeri $I(0)$ için belirlenen alt sınır değerinden küçükse, temel hipotez reddedilemeyecek ve değişkenler arasında eşbütünlük olmadığı sonucuna varılacaktır. İkinci durumda, hesaplanan F istatistiği değeri $I(1)$ (üst sınır değeri veya kritik değer) seviyesinden büyükse, temel hipotez reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılabacaktır. Üçüncü olarak, F istatistiği $I(0)$ ile $I(1)$, yani alt sınır ve üst sınır arasında bulunuyorsa, değişkenler arasında eşbütünlük varlığı konusunda kesin bir sonuca varılamayacaktır.

Sınır testinde dikkate alınması gereken önemli bir konu, "eşbütünlük yoktur" temel hipotezinin reddedilmesi durumunda alternatif hipotezin ne olacağıdır. Bu doğrultuda temel hipotezin reddedilmesi eşbütünlük ilişkisini kesin olarak doğrulamaz. Ayrıca, Pesaran ve arkadaşları (2001)'nin önerdiği modellerin üç tanesi kısıtsız model şeklinde tanımlanmış ve modellerde alternatif hipotez üç farklı biçimde ortaya çıkmıştır. Kısıtsız modellerde, F sınır testinin temel hipotezi reddetmesi durumunda, eşbütünlüğün varlığı, t sınır testi ile değerlendirilebilir (Mert ve Çağlar, 2019).

3.1.2. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Birden fazla değişken arasında bulunan nedensel ilişkiyi belirlemek için en sık kullanılan yöntem, 1969'da Granger'in geliştirdiği Granger Nedensellik Testidir. Bu testte, Y değişkeninin şimdiki tahmin hatası, Y'nin ve X'in geçmiş değerleri sebebiyle azalması durumunda, X değişkeninin Y değişkeninin Granger sebebi olduğu neticesine varılır. Bununla birlikte, Toda-Yamamoto modeli, Granger nedensellik testinden farklı olarak, bir serinin $I(0)$, $I(1)$ veya $I(2)$ düzeyinde olup olmasına ve eşbütünlük ilişkilerinin varlığı önemsenmeden uygulanabilmektedir (Jain ve Ghosh, 2013).

Aynı durağanlık düzeyine sahip olmayan seriler için en uygun yöntem olarak değerlendirilen Toda-Yamamoto nedensellik testine ilişkin süreç aşamaları şu şekildedir (Yuan vd., 2014:172-173):

- 1. Birim kök testi yapılmalıdır:** Tüm değişkenlerin maksimum bütünlük derecesi (d_{max}) hesaplanmalıdır.
- 2. VAR modeli kurulmalıdır:** Tercih kriterlerine göre VAR modeli oluşturulmalı uygun gecikme uzunluğu (k) tespit edilmelidir. Gecikme uzunluğunun doğru seçimi, VAR modelinin güvenilirliğini etkileyen önemli bir faktördür.
- 3. VAR ($k+d_{max}$) modeli tahmin edilmelidir:** Değişken seviyelerinde VAR modeli tahmin edilmelidir.
- 4. Modelin güvenilirliği test edilmelidir:** VAR modelinin güvenilirliğini sağlamak için otokorelasyon, normallik, değişken varyans ve spesifikasyon hatası gibi tanı testleri uygulanmalıdır.
- 5. Wald testi yapılmalıdır:** Her değişkenin ilk (k) gecikmelerinin birlikte anlamlılığını test etmek amacıyla Wald testi uygulanmalıdır.

Eğer test anlamlıysa, nedenselliğin olmadığına dair sıfır hipotezi reddedilmelidir.

Y ve X değişkenleri için Toda-Yamamoto nedensellik testinde hesaplanan VAR (k+dmax) modelinin ifadesi (10) ve (11) numaralı denklemlerde ifade edilmiştir (Gazel, 2017, 292).

$$Y_t = w + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$X_t = \varphi + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Her iki denklemde ε_{1t} ve ε_{2t} ile gösterilen hata terimlerinin, sıfır ortalama ve sabit kovaryans matrisine sahip bir beyaz gürültü (white noise) süreci sergilediği farz edilmektedir. 1 ve 2 numaralı denklemler dikkate alındığında, modelde kullanılacak hipotezler aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

H0: Y değişkeninden X değişkenine doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

H1: Y değişkeninden X değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır.

4. Ampirik Bulgular

Tablo 3. Özet İstatistikler

| Değişkenler | St. Sapma | En Büyük Değer | En Küçük Değer |
|-------------|-----------|----------------|----------------|
| İHR | 23.80 | 169.59 | 77.26 |
| TPB | 54.08 | 266.00 | 11.30 |
| REDK | 19.77 | 113.63 | 47.61 |
| CDS | 185.42 | 876.33 | 26.18 |

Tablo 3'te, araştırma kapsamında analiz edilen makroekonomik değişkenlere ait özet istatistikler verilmektedir. Ticaret politika belirsizliği ve CDS değişkenine ilişkin minimum ve maksimum değerlere bakıldığında oldukça geniş bir aralıkta yüzdesel değişimlerin varlığı gözlemlenmektedir. Grafiklerle birlikte değerlendirildiğinde, CDS en düşük olduğu yıl 2017, en yüksek olduğu dönem ise 2022 sonları olarak gözlemlenmiştir. Türkiye'de 2021 ve 2022 yıllarında makroekonomik belirsizlikler artmış, TL değer kaybına uğramış ve faiz politikaları piyasanın beklentisinin aksine uygulanması neticesinde CDS primi yükselmiştir. TPB'de ise en düşük olduğu yıl 2013 iken en yüksek olduğu dönemler pandeminin de piyasalarda etkisini gösterdiği 2019-2020 yılları olmuştur. 2019 küresel pandemi, tüm finansal piyasaları etkilediği gibi ticaret politikası belirsizliğini de arttırdığı gözlemlenmektedir.

Tablo 4. Çoklu Doğrusal Bağlantı Tablosu

| | LİHR | LREDK | LCDS | LTPB |
|-------|-------|-------|------|------|
| LİHR | 1.00 | | | |
| LREDK | -0.84 | 1.00 | | |
| LCDS | 0.50 | -0.74 | 1.00 | |
| LTPB | 0.35 | -0.38 | 0.23 | 1.00 |

Bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiye odaklanarak hazırlanan modelde bağımsız değişkenler arasında tam ilişki bulunmaması gerektiğini ifade eden çoklu doğrusal bağlantı varsayımını test etmek amacıyla bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları gözden geçirilmiştir. Literatürde bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayısının 0.90'ın üzerinde olması sorun yaratacağı belirtilmektedir (Tabachnick ve Fidell, 2001). Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenler arasında en yüksek korelasyon katsayısı 0,74 olarak hesaplanmış ve bu bağlamda değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi olmadığı görülmektedir. Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenle ilişkileri incelendiğinde ise en fazla ilişkinin 0,84 ile REDK ile İHR arasında olduğu görülmektedir.

Tablo 5. Birim Kök Testlerinin Sonuçları

| Değişkenler | Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi | | Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi (Birinci Fark) | |
|-------------|---|---------------|--|-----------------|
| | Sabit Terim (τ İst.) | Değişkenler | Sabit Terim (Adj. τ İst.) | Test Stratejisi |
| İHR | -2.6995 (0.9285) | Δ İHR | -5.0070 (0.0000)* | |
| TPB | -2.5447 (0.1896) | Δ TPB | -18.9743 (0.000)* | |
| REDK | -1.1198 (0.7060) | Δ REDK | -7.1674(0.000) * | |
| CDS | -2.3651 (0.1536) | Δ CDS | -11.4513 (0.000) * | |

Not%1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

Araştırma kapsamında değişkenlerin birim kök sınamaları için ilk aşamada oldukça referans bir test olan ADF testi uygulanmıştır. Tablo 5, değişkenlerin düzeyde ve birinci fark ADF birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Tüm bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait düzey değerleri alfa önem seviyelerinden (%1, %5 ve %10) büyük olduğu için H0 temel hipotezi reddedilememekte ve değişkenler birim kök içerdiği için durağan olmadıkları kabul edilmektedir. Türkiye'nin ihracat niktarı (IHR), Ticaret politika belirsizliği (TPB), Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) ve Kredi Risk Primi (CDS) seviyede durağan çıkmadıkları için birinci fark alma işlemi uygulandıktan sonra ilgili hipotezin reddedildiği ve bu nedenle IHR, TPB, REDK ve CDS değişkenlerinin birinci düzeyde durağan olduğu sonucu elde edilmiştir.

Tablo 6. ARDL Modelinin Tahmini

| Bağımlı Değişken | LIHR | | | | |
|------------------------|----------------------------|----------|---------------|----------|--|
| Seçilen Model | ARDL (1,2,0,0) | | | | |
| Belirleyici Bileşenler | Sabit Terim (Model/Case 3) | | | | |
| Değişkenler | Katsayı | St. Hata | t İstatistiği | Olasılık | |
| LIHR _{t-1} | 0.105738 | 0.085114 | 1.242316 | 0.2164 | |
| LCDS | -0.049660 | 0.015816 | -3.139759 | 0.0021 | |
| LREDK | -0.655078 | 0.257536 | -2.543636 | 0.0122 | |

| | | | | |
|---|-----------|----------|-----------|--------|
| LREDK _{t-1} | 0.722584 | 0.388232 | 1.861217 | 0.0650 |
| LREDK _{t-2} | -0.764537 | 0.244531 | -3.126546 | 0.0022 |
| LTPB | 0.004813 | 0.014149 | 0.340168 | 0.7343 |
| Sabit Terim | 7.538119 | 0.767895 | 9.816600 | 0.0000 |
| Model Bilgileri | | | | |
| Düzeltilmiş R ² : 0.736742 | | | | |
| F İstatistiği : 63.50113 F Olasılık: 0.000000 | | | | |

Not: i. %1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

ii. Bu aşamadaki t istatistiği ve prob. değerleri geçerli olmadığı için anlamlılığı gösteren yıldız işareti kullanılmamıştır.

Tablo 6'da temel ARDL modelinin sonuçları yer almaktadır. Bu model üzerinde eşbütünlüşme ilişkilerinin geçerliliğinin sınanıp sınanamayacağını anlamak için tanı testlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu bağlamda, otokorelasyonun varlığını sınamaya yönelik olarak Breusch-Godfrey testi kullanılmıştır. Olasılık değerinin 0.05'ten büyük olması durumunda otokorelasyonun olmadığı kanısına ulaşılmaktadır (Güriş, vd., 2017: 209). Farklı varyans sorununun varlığını belirlemeye yönelik Breusch-Pagan-Godfrey testi yapılmış, olasılık değerinin 0.05'ten küçük olması H₀ hipotezini reddedemediğimizi göstermektedir, bu bağlamda sabit varyans varlığını reddediyoruz. (0.1331>0.05). Serilerin normal dağılıp dağılmadığını anlamaya yönelik Jarque bera normallik testi. Kullanılmıştır. Jargue-Bera testi olasılık değerinin 0.05'ten büyük olması artıkların normal dağıldığını gösterir (0.000<0.05).

Ramsey Reset testi, fonksiyonel biçim testleri arasında yer alır ve modelde bulunması gereken ancak yer almayan değişkenlerin varlığını incelemeye olanak tanır. Eğer testin olasılık değeri 0.05'ten küçükse, bu durum modelde tanımlama hatasının bulunduğunu gösterir (Güriş, vd., 2017). Öte yandan, Ramsey Reset testi olasılık değeri 0.05'ten büyükse, fonksiyonel biçim hatasının olmadığı ve modelin düzgün bir şekilde kurulduğu sonucuna varılabilir.

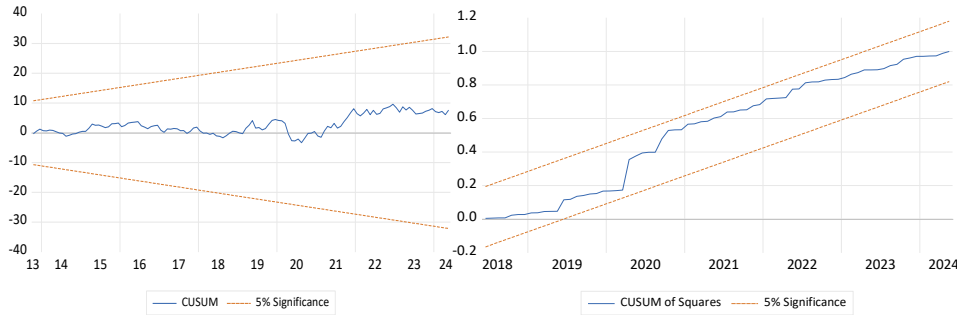
Tablo 7. ARDL Modeli Tanı Testleri

| Tanı Testleri | İstatistik | Olasılık |
|--|------------|----------|
| Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi / Ki-Kare İstatistiği | 0.071953 | 0,9306 |
| Breusch-Pagan-Godfrey v Değişen Varyans Testi /Ki-Kare İstatistiği | 2.528719 | 0.0240** |
| Jarque-Bera Normallik Testi / JB İstatistiği | 40.47858 | 0,0000* |
| Model Spesifikasyonu Ramsey Reset Testi / F İstatistiği | 0.194624 | 0.6598 |

Not: %1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

ŞEKİL 1. CUSUM Grafiği

ŞEKİL 2. CUSUMQ Grafiği



Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur. **Kaynak:** Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Cusum ve Cusum Q grafiği incelendiğinde parametrelerde istikrarın olduğu ve dolayısıyla dönem aralığını temsil eden parametrelerle çalışıldığı ve ARDL (1,2,0,0) modeli ile elde edilen katsayıların ve hata düzeltme modelinin istikrarlı sonuçlar verdiği görülmektedir. Elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde modelin eş bütünleşme ilişkisi varlığının ve geçerliliğinin araştırılabilineceği ve bu bağlamda F ve t sınır testlerine ihtiyaç olduğu gözlemlenmektedir.

Tablo 8. F ve t Sınır Testleri (Uzun Dönem Modeli için)

| F Sınır Testi | | | |
|--------------------------|---|-------|----------|
| F İstatistiği: 27.66347 | | | |
| k=3 ; n=80 | | | |
| | Örnek Büyüklüğüne Göre Kritik Değerler (F) | | |
| n=80 | α | I(0) | I(1) |
| | %10 | 2.823 | 3.885*** |
| | %5 | 3.363 | 4.515** |
| | %1 | 4.568 | 5.96* |
| t Sınır Testi | | | |
| t İstatistiği: -10.50669 | | | |
| | Kritik Değerler (t) | | |
| | α | I(0) | I(1) |
| | %10 | -2.57 | -3.46*** |
| | %5 | -2.86 | -3.78** |
| | %1 | -3.43 | -4.37* |

Not: %1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

Tablo 8, ekonometrik modelin uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını göstermektedir. F istatistiği; 27.66347> üst sınır kritik değerlerinden (I) büyük ve t istatistiği; 10.50669> üst sınır kritik değerlerinden (I) olduğu için temel hipotezde ifade edilen eş bütünleşme ilişkisi yoktur ifadesi reddedilmektedir. Yani eş bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bu bağlamda değerlendirildiğinde uzun dönemde değişkenler birlikte hareket etme eğiliminde oldukları ve aralarındaki teorik ilişkilerin desteklendiği görülmektedir.

Tablo 9. Eşbütünleşme Modeli / Uzun Dönem Katsayı Tahmini

| Bağımlı Değişken | LİHR | | St. Hata | t İstatistiği | Olasılık |
|-------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------|----------------------|-----------------|
| | Eşbütünleşme Modeli | Değişkenler Katsayı | | | |
| | LCDS | -0.055532 | 0.017053 | -3.256334 | 0.0014 |
| | LREDK | -0.779449 | 0.059133 | -13.18135 | 0.0000 |

| | | | | |
|------|----------|----------|----------|--------|
| LTPB | 0.005382 | 0.015797 | 0.340700 | 0.7339 |
|------|----------|----------|----------|--------|

Not: i. %1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

Tablo 9 makroekonomik değişkenlerin uzun dönemde ihracat üzerindeki etkilerini göstermektedir. Analiz sonuçlarına göre; CDS' de meydana gelen %1'lik bir yükseliş ihracat miktarını %0.055 azaltmıştır. Bir ülkenin risk priminin artmış olması piyasalara olan güveni de etkileyeceği için ihracatçı firmaların tedirginliğinin ve borçlanma maliyetlerinin de artmasına neden olacaktır, bu sebeple çalışmada elde edilen bulgu beklenen bir bulgudur. Bir diğer bağımsız değişken olan REDK' deki %1'lik bir artışın ise ihracatı %0.779 azalttığı ve bu sonuçların ise istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Yine döviz kurundaki artışın yerel para biriminin diğer ülkenin para birimine göre daha değerli hale geldiğini göstermesi nedeni ile döviz kurunun yükselmesi ihracatın maliyetini de yükselttiği için ihracat miktarında düşüş beklenen sonuçtur.

Tablo 10. Hata Düzeltme Modeli / Kısa Dönem Modeli Tahmini

| Bağımlı Değişken | İHR | | | | |
|----------------------|-------------------------------|-----------|----------|---------------|----------|
| Hata Düzeltme Modeli | Değişkenler | Katsayı | St. Hata | t İstatistiği | Olasılık |
| | Hata Düzeltme P. | -0.894262 | 0.084033 | -10.64177 | 0.0000 |
| | Δ LREDK | -0.655078 | 0.240654 | -2.722076 | 0.0074 |
| | Δ LREDK _{t-1} | 0.764537 | 0.240814 | 3.174806 | 0.0019 |
| | Sabit Terim | 7.538119 | 0.707899 | 10.64858 | 0.0000 |

Not: Bu aşamadaki t istatistiği ve prob. değerleri geçerli olmadığı için anlamlılığı gösteren yıldız işareti kullanılmamıştır.

ARDL modeli kullanılarak eşbütünlük ilişkisi belirlendikten sonra, hata düzeltme modeli aracılığıyla kısa dönem katsayı tahminleri yapılmıştır. Hata düzeltme parametresinin, kalıntıların bir dönem gecikmesini yansıttığı ve bu değer 0 ile -1 arasında olması gerektiği öngörülmektedir. Tablo 11 incelendiğinde hata düzeltme p. Negatif, olasılık değerinin de istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar ise kısa dönemde REDK değişkeninin ihracat üzerinde etkisinin olduğunu göstermektedir. Döviz kurunun ihracatı hem uzun dönemde hem de kısa dönemde doğrudan etkileyen bir etken olduğu yapılan analizler neticesinde tespit edilerek teorik ilişki desteklenmiştir.

Tablo 11. t Sınır Testi (Hata Düzeltme Modeli İçin)

| t Sınır Testi | α | I(0) | I(1) |
|---------------------------|----------|-------|-------|
| t İstatistiği= -10.466891 | 10% | -2.57 | -3.46 |
| | 5% | -2.86 | -3.78 |
| | 1% | -3.43 | -4.37 |

Not: %1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

Tablo 11 incelendiğinde hata düzeltme mekanizmasının anlamlı olduğu ve kısa dönemde hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı görülmektedir.

Tablo 12. Otokorelasyon Sonuçları

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . . | . . | 1 | -0.007 | -0.007 | 0.0066 | 0.935 |
| . . | . . | 2 | -0.016 | -0.016 | 0.0410 | 0.980 |
| * . | * . | 3 | -0.102 | -0.102 | 1.5046 | 0.681 |
| . . | . . | 4 | -0.031 | -0.033 | 1.6405 | 0.802 |
| . . | . . | 5 | -0.053 | -0.058 | 2.0389 | 0.844 |
| . * | . * | 6 | 0.142 | 0.131 | 4.9494 | 0.550 |
| . . | . . | 7 | 0.002 | -0.004 | 4.9498 | 0.666 |
| * . | * . | 8 | -0.066 | -0.075 | 5.5891 | 0.693 |
| . . | . . | 9 | -0.048 | -0.027 | 5.9310 | 0.747 |
| * . | * . | 10 | -0.098 | -0.098 | 7.3382 | 0.693 |
| . . | . . | 11 | -0.040 | -0.043 | 7.5811 | 0.750 |
| . ** | . ** | 12 | 0.259 | 0.237 | 17.686 | 0.126 |

Oluşturulan modelde otokorelasyon varlığı incelenmiş ve sonuçlar Tablo 12’de gösterilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde modelde otokorelasyon problemi olmadığı görülmektedir.

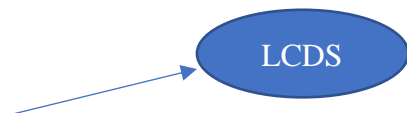
Çalışmada, ABD Ticaret Politikası belirsizliği, Türkiye’nin yıllık CDS verileri ve Reel efektif döviz kurunun Türkiye’nin ihracat miktarındaki değişime etkilerini araştırmak amacıyla öncelikle değişkenlerin durağanlık seviyeleri incelenmiş ve neticesinde bağımlı değişken olan ihracatın ve bağımsız değişkenlerin 1. derecede durağan oldukları gözlemlenmiştir. Zaman serilerinde bütün değişkenlerde I (1) süreçleri bulunması nedeniyle eşbütünleşme varlığı tespit edilerek uzun ve kısa dönem model tahmini için ARDL temelli sınır testi yöntemi uygulanmıştır. Analiz sonucunda CDS sadece uzun dönemde ihracat üzerinde etkisi gözlemlenirken, REDK’nın ihracat üzerinde etkisinin varlığı ve hem uzun hem de kısa dönemde gözlemlenmiştir.

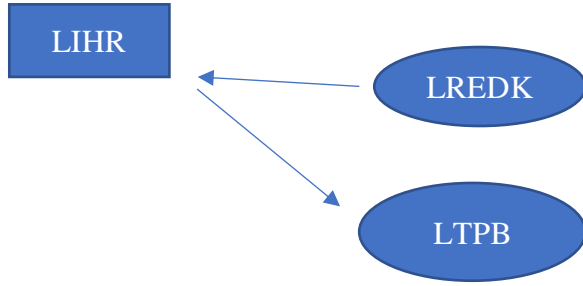
Tablo 13. Varyans Tablosu

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|----------|------------|------------|------------|
| 0 | -122.2393 | 800.5656 | 8.32e-05 | 1.957198 | 2.045875 | 1.993229 |
| 1 | 297.8425 | 807.5991 | 1.58e-07 | -4.307635 | -3.864254* | -4.127480 |
| 2 | 330.6374 | 61.01384 | 1.22e-07 | -4.568022 | -3.769935 | -4.243743* |
| 3 | 347.5188 | 30.36034* | 1.21e07* | -4.581687* | -3.428894 | -4.113284 |
| 4 | 354.5487 | 12.20692 | 1.39e-07 | -4.442615 | -2.935117 | -3.830088 |
| 5 | 365.5213 | 18.37276 | 1.51e-07 | -4.364672 | -2.502468 | -3.608021 |
| 6 | 378.5243 | 20.96610 | 1.60e-07 | -4.318207 | -2.101298 | -3.417432 |
| 7 | 393.1896 | 22.73682 | 1.65e-07 | -4.297513 | -1.725899 | -3.252614 |
| 8 | 406.0507 | 19.14218 | 1.76e-07 | -4.248849 | -1.322529 | -3.059826 |

Tablo 13 sonuçlarına göre Akaiki 3. Gecikme modeli seçilmektedir.

Şekil 3. Toda Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları





Tablo 14. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

| Bağımlı Değişken LIHR | | | |
|-------------------------------|-------------|----------|---|
| Değişkenler | İstatistiği | Olasılık | Sonuç |
| LCDS | 6.841799 | 0.08 | Temel hipotez <i>reddedilemedi</i> . LCDS'den LIHR'e doğru nedensellik ilişkisi yoktur. |
| LREDK | 28.83262 | 0.000* | Temel hipotez <i>reddedildi</i> . LREDK'den LIHR'e doğru nedensellik ilişkisi vardır. |
| LTPB | 1.820109 | 0.61 | Temel hipotez <i>reddedilemedi</i> . LTPB'den LIHR'e doğru nedensellik ilişkisi yoktur. |
| Bağımlı Değişken LCDS | | | |
| Değişkenler | İstatistiği | Olasılık | Sonuç |
| LIHR | 8.905394 | 0.03** | Temel hipotez <i>reddedilmektedir</i> . LIHR'den LCDS'e doğru nedensellik ilişkisi mevcuttur. |
| Bağımlı Değişken LREDK | | | |
| Değişkenler | İstatistiği | Olasılık | Sonuç |
| LIHR | 6.656185 | 0.08 | Temel hipotez <i>reddedilemedi</i> . LIHR'den LREDK'e doğru nedensellik ilişkisi yoktur. |
| Bağımlı Değişken LTPB | | | |
| Değişkenler | İstatistiği | Olasılık | Sonuç |
| LIHR | 8.162328 | 0.04** | Temel hipotez <i>reddedildi</i> . LIHR'den LTPB'e doğru nedensellik ilişkisi mevcuttur. |

Not: i. %1, %5 ve %10 anlamlılık derecelerini ifade etmek için sırası ile*, **, *** kullanılmıştır.

ii. Değişkenler için d_{max} "1" olarak ve k ise "3" olarak belirlenmiş (tablo 13'de gösterilmiştir) ve Toda-Yamamoto nedensellik testinde temel alınan " $d_{max}+k$ " parametresi "4" olarak seçilmiştir.

Şekil 3 ve Tablo 14'de Toda-Yamamoto nedensellik testinin sonuçları gösterilmektedir. Teste ait temel hipotezde dışlanan değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olmadığı belirtilmektedir. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar sırasıyla:

- LCDS'den LIHR'e doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmemektedir (prob > alfa önem seviyesi; 0.08 > 0.05). LCDS değişkeni LIHR'in nedeni değildir.

- LREDK'den LIHR'e doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmektedir (prob < alfa önem seviyesi; 0.0000 < 0.01). LREDK değişkeni LIHR'in nedenidir ve bu değişkene bilgi akışı sağlamaktadır.
- LTPB'den LIHR'e doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmemektedir (prob > alfa önem seviyesi; 0.61 > 0.05). LTPB değişkeni LIHR'in nedeni değildir.
- LIHR'den LCDS'e doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmektedir (prob < alfa önem seviyesi; 0.03 < 0.05). LIHR değişkeni LCDS'in nedenidir ve bu değişkene bilgi akışı sağlamaktadır.
- LIHR'den LREDK'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmemektedir (prob > alfa önem seviyesi; 0.08 > 0.05). LIHR değişkeni LREDK'in nedeni değildir.
- LIHR'den LTPB'e doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmektedir (prob < alfa önem seviyesi; 0.04 < 0.05). LIHR değişkeni LTPB'in nedenidir ve bu değişkene bilgi akışı sağlamaktadır.

5. Sonuç ve Tartışma

İhracat, bir ülkenin milli gelirinin artması, ekonomik büyümenin gerçekleşmesi ve uluslararası piyasada rekabet edebilirliğinin olması için kritik öneme sahiptir. Türkiye 1980 sonrası ihracat odaklı politikalar benimsemiş ve ülkenin hızlanan küresel entegrasyonuna paralel ekonomik büyüme de gerçekleştirmiştir. Literatürde sıklıkla değinilen ihracat miktarına etki eden ticaret politikası belirsizliklerin ve makroekonomik değişkenlerin tespit edilmesi sürdürülebilir bir dış ticaret dengesi sağlanması adına önem arz etmektedir.

Çalışmada, ABD Ticaret Politikası Belirsizliği (TPB), Türkiye'nin CDS primleri ve Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) gibi göstergelerin Türkiye'nin ihracat miktarı üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Çalışma 01.01.2013- 31.05.2024 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak yapılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, CDS uzun dönemde ihracat üzerinde negatif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. CDS, bir ülkenin ekonomik ve finansal durumunun önemli göstergelerinden biri olup, yüksek olması o ülkenin ekonomik istikrarına dair belirsizliklerin olduğu, kırılganlıkların yüksek olduğu ve riskli bir finansal yapıya sahip olduğu anlamına gelmektedir. Böyle bir durumda ülkenin ve ihracatçı firmaların finansman maliyetlerini artarak ihracatçı firmaların rekabet gücünü zayıflar ve bu bağlamda CDS'in uluslararası ticareti doğrudan etkilediği görülmektedir. Bu nedenle CDS priminin düşük olması ülkenin ekonomisine olan güvenin artmasını sağlayarak ihracatçı firmaların uluslararası pazarda rekabet gücünün artmasına imkân vermektedir.

Yapılan analiz neticesinde, bir diğer bağımsız değişken olan REDK'nın hem uzun hem de kısa dönemde ihracat üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkisi bulunduğu tespit edilmiştir. Reel efektif döviz kurunun yükselmesi, yerli paranın yabancı para cinsinden değer kazanması anlamına gelir ve böyle bir durumda yerli malların fiyatı uluslararası piyasalarda daha pahalı hale gelmesi neticesinde ihracatı olumsuz etkileyeceği tahmin edilmektedir. İhracatçı bir politika belirleyen hükümetlerin de bu sebeple döviz kurlarını düşürmeye çalıştıkları bilinmektedir. Bu nedenle REDK değişkenini ihracatı doğrudan etkileyen bir etmen olarak görmek mümkündür.

ABD, sadece Türkiye'nin değil birçok ülkenin ihracatında önemli bir paya sahiptir. Bu nedenle ABD ticaretindeki belirsizlikler, kotalar, gümrük tarifeleri, finansal dalgalanmalar hem

Türkiye'yi doğrudan etkileyeceği gibi hem de diğer ülkelerin dış ticaretinin etkilenmesi nedeniyle dolaylı yoldan Türkiye'nin ihracatını etkilemesi beklenmektedir. Fakat ABD Ticaret politikası belirsizliğinin Türkiye'nin ihracat miktarına etkisinin tespit edilmesi amacıyla yapılan analizde TPB'nin Türkiye'nin ihracatı üzerinde herhangi bir etkisi tespit edilememiştir. Türkiye'nin stratejik konumu ve uluslararası ticaretteki stratejileri nedeniyle ihracatta AB ülkeleri ve Orta Asya ülkeleri gibi farklı ülkelere yapmış olduğu ihracatın ABD'ye gerçekleştirdiği ihracattan fazla olması veya TPB nin yüksekliğine karşı önlem olarak alternatif ihracat konularının tespit edilmesi TPB'nin etkisinin daha az hissedilmesine sebebiyet verebilir. Bu sonucun sebebinin daha iyi analiz edilebilmesi için ülkeler özelinde ve ihraç edilen ürün bazında araştırma yapılması gerekmektedir.

Yapılan Toda- Yamamoto nedensellik analizinde ise sadece REDK'nın ihracat miktarının nedeni olduğu, diğer değişkenlerden ise ihracat miktarına yönelik nedensellik olmadığı tespit edilmiştir. Bu bulgular, başta döviz kuru olmak üzere ülke risk primlerinin sürdürülebilir bir ihracat politikası açısından dikkatle yönetilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Bu çalışma, Türkiye'nin İhracat performansı üzerindeki ticaret politikası belirsizliklerinin ve makroekonomik değişkenlerin etkilerinin Türkiye özelinde incelenmiş olması nedeniyle literatüre katkı sağlamaktadır. Bu bağlamda, araştırma Türkiye'nin ihracat stratejilerini geliştirirken göz önünde bulundurması gereken risk unsurlarını ve bu unsurların yönetilmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Ayrıca, gelişmekte olan ülkelere ihracat performansını iyileştirmeye yönelik politikaların, özellikle döviz kuru ve ülke risk primlerini kontrol altında tutacak mekanizmalar geliştirilmesinin gerekliliği de belirtilmiştir.

Kaynakça

- Alev, N. (2020). Döviz kuru ve döviz kuru volatilitésinin ihracat ve ithalata etkisi. Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 13(4), 606-623.
- Baker, S. R., Bloom, N. ve Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, 131(4), 1593–1636.
- Baker, S., Bloom, N. ve Davis, S. (2019). The extraordinary rise in trade policy uncertainty. 17 September 2019. 1-8. <https://voxeu.org/article/extraordinary-rise-trade-policy-uncertainty>
- Bianconi, M., Esposito, F. ve Sammon, M. (2021). Trade policy uncertainty and stock returns. *Journal of International Money and Finance*, 119, 102492.
- Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A. ve Raffo, A. (2020). The economic effects of trade policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 109, 38-59.
- Crowley, M., Meng, N. ve Song, H. (2018). Tariff scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms. *Journal of International Economics*, 114, 96-115.
- Çelik, E. ve Çatuk, C. (2023). Uluslararası Ticarete İhracat ve İşletmelerin İhracat Performansını Etkileyen Faktörler1. *Uluslararası Ticaret ve Lojistik Kapsamında Yönetim, Finans ve Muhasebe Yaklaşımları*, 55.
- Çelik, E. ve Çatuk, C. (2024). İhracat Yapan İşletmelerin Sahip Olduğu Kaynaklar Ve Yeteneklerin İhracat Performansına Etkisi: Trb1 Bölgesi Üzerine Bir Araştırma. *Journal Of History School*, 16(Lxv), 1862-1885.
- Dilsiz, G. (2024). *İhracat çeşitliliğini etkileyen faktörler ve Ar-Ge faaliyetlerinin ihracat çeşitliliği üzerindeki etkisi* (Master's thesis, Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü).
- Eryılmaz, F. ve Yılmaz, D. (2020). Ticaret Politikası Belirsizliğinin Gelişmekte Olan Ülkelerin Riskine Etkisi: Amprik Bir İnceleme. *TESAM Akademi Dergisi*, 7(1), 91-112.
- Feng, L., Li, Z. ve Swenson, D. L. (2017). Trade policy uncertainty and exports: Evidence from China's WTO accession. *Journal of International Economics*, 106, 20-36.
- Gazel, H. (2017). *An Application of the Toda-Yamamoto Causality Test on Economic Time Series*. *Journal of Economic and Social Studies*, 7(1), 292-305.

- Gozgor, G., Tiwari, A. K., Demir, E., & Akron, S. (2019). The relationship between Bitcoin returns and trade policy uncertainty. *Finance Research Letters*, 29, 75-82.
- Güler, A. (2021). Reel döviz kuru şoklarının ihracat ve dış ticaret dengesi üzerindeki asimetrik etkileri: Türkiye için NARDL Yaklaşımından Kanıtlar. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 950-970.
- Güngör, Ş. (2023). Türkiye'nin Avrupa Birliği'ne sektörel ihracatına döviz kurunun etkisi.
- Güriş, S., Çağlayan, E. ve Güriş, B. (2017). Basic econometrics with Eviews.
- Hammoudeh, S., Uddin, G. S., Sousa, R. M., Wadström, C. ve Sharmi, R. Z. (2022). Do pandemic, trade policy and world uncertainties affect oil price returns?. *Resources policy*, 77, 102705.
- Handley, K. ve Limao, N. (2015). Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 189-222.
- Handley, K. ve Limão, N. (2022). Trade policy uncertainty. *Annual Review of Economics*, 14(1), 363-395.
- Handley, Kyle (2011) : Exporting under trade policy uncertainty: Theory and evidence, WTO Staff Working Paper, No. ERSD-2011-20, World Trade Organization (WTO), Geneva, <https://doi.org/10.30875/603d5ee6-en>
- Huynh, T. L. D., Nasir, M. A. ve Nguyen, D. K. (2023). Spillovers and connectedness in foreign exchange markets: The role of trade policy uncertainty. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 87, 191-199.
- Jain, A. ve Ghosh, S. (2013). *An Application of the Toda-Yamamoto Causality Test to Economic Time Series*. *Economic Modelling*, 30, 90-97.
- Karslıoğlu, İ., & Sevim, U. (2022). Hisse Senedi Fiyatları İle Ülke Risk Primi (Cds) Arasındaki İlişki. *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 24(3), 576-593.
- Kılıcı, E. N. (2017). Cds Primleri İle Bir Ülkenin Ekonomik Ve Finansal Değişkenleri Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Değerlendirilmesi: Türkiye Örneği. *Global Journal Of Economics And Business Studies*, 6(12), 145-154.
- Köse, N., Ay, A. ve Topallı, N. (2008). Döviz Kuru Oynaklığının İhracata Etkisi: Türkiye Örneği (1995–2008). *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(2), 25-45.
- Li, D., Zhang, F. ve Li, X. (2022). Can US trade policy uncertainty help in predicting stock market excess return?. *Finance Research Letters*, 49, 103136.
- Li, M., Lin, Q., Lan, F., Zhan, Z. ve He, Z. (2023). Trade policy uncertainty and financial investment: Evidence from Chinese energy firms. *Energy Economics*, 117, 106424.
- Liu, Q. ve Ma, H. (2020). Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's WTO accession. *Journal of International Economics*, 127, 103387.
- Mazlum, N. (2020). 1980-2018 Dönemi Türkiye Ekonomisi Ve Dış Ticaretinin Gelişim Seyri. *Gümrük ve Ticaret Dergisi*, 7(22), 54-71.
- Mert, M. ve Çağlar, A.E. (2019). Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi. Ankara: Detay Yayıncılık.

- Naifar, N., Shahzad, S. J. H., & Hammoudeh, S. (2017, August). The impact of major oil, financial and uncertainty factors on sovereign cds spreads: Evidence from gcc, other oil-exporting countries and regional markets. In *Economic Research Forum Working Papers* (No. 1129, p. 2).
- Nuno, L. Ve Handley, K. (2013). *Policy Uncertainty, Trade and Welfare: Theory and Evidence for China and the US* (No. 9615). CEPR Discussion Papers.
- Nuroglu, E. ve Çekin, S. E. (2020). Ticaret Savaşlarının Uluslararası Ticaret Ve Reel Ekonomiye Etkisi. *Uluslararası İktisadi Ve İdari İncelemeler Dergisi*, (27), 73-90.
- Osnago, A., Piermartini, R. ve Rocha, N. (2015). *Trade policy uncertainty as barrier to trade* (No. ERSD-2015-05). WTO Staff Working Paper.
- Özbaş, H. Ve Yıldırım, O. (2023). Türkiye İhracatının Rekabet Gücünü Etkileyen Faktörler: Ekonometrik Bir Analiz (2001-2019). *Fiscaoeconomia*, 7(1), 606-643.
- Özçelik, O. (2022). Ekonomi ve Dış Ticaret Politikası Belirsizliklerinin ABD-Çin Dış Ticaret Dengesine Etkileri: Fourier ADF ve Genişletilmiş ARDL ile Bir Analiz. *Fiscaoeconomia*, 6(3), 1071-1102.
- Özel, H. A. (2011). Türkiye’de ticari serbestleşmenin tarihsel gelişimi.
- Özkan, O. (2020) Abd’nin Ekonomik Politika Ve Ticaret Politikası Belirsizlikleri İle Dolar-Tl Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi., 19. Uluslararası işletmecilik kongresi, 23-25 Eylül, s.851-861
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289- 326.
- Plank, T. (2010). Do Macro-Economic Fundamentals Price Emerging Market Sovereign CDS Spreads?. *Available at SSRN 1765352*.
- Saatçioğlu, C. ve Karaca, O. (2004). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2), 183-195.
- Steinberg, J. B. (2019). Brexit and the macroeconomic impact of trade policy uncertainty. *Journal of International Economics*, 117, 175-195.
- Şahin, I. F. O. (2022). Türkiye’nin 1980-2021 dönemi dış ticaret gelişiminin irdelenmesi. *Gümrük ve Ticaret Dergisi*, 9(27), 82-99.
- Şanlı, O. (2022). Döviz kuru dalgalanmalarının enflasyona etkisi: Türkiye örneği. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 12(3), 2487-2514.
- Tabachnick, B. G. ve Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics* (4th ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 16(2), 95-105.
- Tokucu, E. ve Yüce, A. (2013). Türkiye'nin İhracat Performansının 1980 Sonrası Dönemde Gelişimi Ve İhracatın Artırılmasında Uluslararası Pazarlama İnovasyonunun Rolü. *Trakya University, Economics & Administrative Sciences Faculty E-Journal/Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-dergi*.

- Uslu, H. (2023). Türkiye’de Reel Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranlarının Dış Ticaret Üzerindeki Etkisi: Simetrik ve Asimetrik Yöntemlerle Analiz. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 12(2), 524-556.
- Ünlü, F. (2024). Trade Balance, Real Exchange Rate and Trade Policy Uncertainty in Türkiye: Evidence from the SVAR Approach. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, (40), 63-75.
- Varlık, S. ve Öbekcan, M. (2023). Ülke Risk Priminin Belirleyicisi Olarak Merkez Bankası Kredibilitesi: Türkiye’den Kanıtlar. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 8(2), 128-155.
- Wang, F. ve Wu, M. (2023). How does trade policy uncertainty affect China's economy and energy?. *Journal of Environmental Management*, 330, 117198.
- Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2005). Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, (2), 16-38.
- Yenisu, E. ve Yenice, S. (2018). Temel makroekonomik göstergelerin ülke riski üzerine etkisi: Türkiye örneği. *İş ve Hayat dergisi*, 4(8), 27-53.
- Yu, M., Fan, J., Wang, H. ve Wang, J. (2023). US trade policy uncertainty on Chinese agricultural imports and exports: An aggregate and product-level analysis. *International Review of Economics & Finance*, 84, 70-83.
- Yuan, L., Zhang, Y. ve Liu, X. (2014). A Modified Toda-Yamamoto Causality Test and Its Application to Economic Time Series Data. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47, 172-186.
- Zhang, R. ve Qu, Y. (2022). The impact of US trade policy uncertainty on the trade margins of China’s export to the US. *Sustainability*, 14(22), 15101.