



Kredi temerrüt takasının ithalat üzerindeki etkisinin incelenmesi

Gülden Kadooğlu Aydın^{a*}, Turgay Münyas^b

^aDr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, Birecik MYO, Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü, Karaköprü, Şanlıurfa, 63320 Türkiye. E-posta: guldenka@harran.edu.tr. ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-4214-5673>

^bDr. Öğr. Üyesi, İstanbul Okan Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, İşletme Bölümü, Pendik, İstanbul, 34000, Türkiye. E-posta: turgay.munyas@okan.edu.tr. ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-8558-2032>

MAKALE BİLGİSİ

Geliş tarihi: 12.01.2023
Kabul tarihi: 24.07.2023
Çevrimiçi kullanım tarihi: 28.10.2023
Makale Türü: Araştırma makalesi

Anahtar Kelimeler:

Kredi temerrüt takası, yatırım, ithalat, döviz kuru oynaklığı.

ÖZ

Finansal piyasaların gelişmesi ile küreselleşen dünya ekonomisinde yatırım araçlarının hızla artması ülkeler arasında rekabet ortamının oluşmasını tetiklemektedir. Finansal piyasalarda yatırımcıların hızlı bir şekilde ve kolaylıkla gelir elde edebilmeleri açısından türev ürünler büyük öneme sahiptir. Ancak yatırımcıların kolay yoldan gelir elde edebilmeleri için piyasayı iyi bilmeleriyle beraber ülkelerin ekonomik durumlarını ve ülkelerin riskliliğini de iyi bilmeleri gerekmektedir. Yatırımcılar karşı tarafla Kredi Temerrüt Takası Sözleşmesi yaparak kendilerini karşı tarafın ödeme yapmama riskine karşı güvence altına almış olurlar. Çalışmamızın amacı, Kredi Temerrüt Takası (CDS) risk primleri, tüketici fiyatları endeksi, üretici fiyatları endeksi ve döviz kurunun, ithalat üzerindeki etkisini, ithalatın düşük ve yüksek hacmi arasındaki farkı göz ardı etmeden gözlemlemektir. Bu amaca yönelik olarak, Türkiye’de 2012-2022 dönemleri arasında gerçekleşen reel efektif döviz kuru oynaklığı, ithalat, kredi risk primi, ÜFE ve TÜFE değerleri ekonometrik analizler vasıtasıyla araştırılmıştır. Koenker ve Basset (1978) tarafından geliştirilen Kantil Regresyon tekniğinden faydalanılarak hem değişkenlerin normal olmama yapısı göz ardı edilmemiş hem de ithalat hacimlerinin farklı değerlerini ihtiva eden kademesel görünümlü modeller tahminlenmiştir. Elde edilen ampirik bulgular, risk primleri ve döviz kuru oynaklığındaki artışların ithalat üzerinde olumsuz etkilerinin olduğunu, buna karşılık ÜFE ve TÜFE artışlarının ise ithalatı arttıran faktörler olduğunu ortaya koymuştur.

Examining the effect of credit default swap on imports

ARTICLE INFO

Received: 12.01.2023
Accepted: 24.07.2023
Available online: 28.10.2023
Article type: Research article

ABSTRACT

The rapid increase in investment instruments in the globalized world economy with the development of financial markets triggers the formation of a competitive environment between countries. Derivatives are of great importance in financial markets for investors to earn income quickly and easily. However, in order for investors to earn income in an easy way, they need to know the market well, as well as the economic

* Sorumlu yazar

Doi: <https://doi.org/10.30855/gjeb.2023.9.3.005>

Keywords:

Credit default swap, investment, import, exchange rate volatility.

situation of the countries and the risk of the countries. By making a Credit Default Swap Agreement with the counterparty, investors secure themselves against the risk of non-payment by the counterparty. The aim of our study is to observe the effect of Credit Default Swap (CDS) risk premiums, consumer price index, producer price index and exchange rate on imports, without ignoring the difference between low and high import volumes. For this purpose, real effective exchange rate volatility, imports, credit risk premium, CPI and PPI values realized in Turkey between 2012-2022 were investigated through econometric analysis. By using the Quantile Regression technique developed by Koenker and Basset (1978), both non-normality of the variables were not ignored and cascading models containing different values of import volumes were estimated. The empirical findings revealed that increases in risk premiums and exchange rate volatility have negative effects on imports, while increases in CPI and PPI are factors that increase imports.

1. Giriş

Vadeli işlemler 1970'li yıllarda ortaya çıkmış ve piyasada meydana gelen yüksek fiyat dalgalanmalarından sonra da büyük bir önem kazanmıştır. Dünya ekonomisi 1972'de ekonomik bunalımla karşı karşıya kalmış ve bunun sonucunda da Bretton Woods sisteminden dalgalı kur sistemine geçmiştir. Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü (OPEC)'in neden olduğu ve petrol fiyatlarında meydana gelen aşırı artış sonucunda hizmet fiyatları ve maliyetlerde de artışın olmasıyla petrol krizi beraberinde enflasyonu da getirmiştir. Enflasyonun kontrol edilebilmesi için para politikaları üzerinde daha çok konuşulmuş ve sonuç olarak da faiz oranları sürekli dalgalı bir yapıya dönüşmüştür.

Finansal piyasalarda türev piyasaların tamamlayıcı rolü, piyasada istikrarın sağlanması ve güven ortamının oluşması açısından büyük öneme sahiptir. Küreselleşen dünyada borsaların gelişim süreçlerine bakıldığında spot piyasalardan vadeli işlemlere doğru bir geçişin söz konusu olmasına, riskten korunma amacıyla kullanılan Finansal Türev Ürünlerin artık spekülasyon amacıyla kullanılmaya başlanması neden olarak söylenebilir.

1980 yılına kadar dışa kapalı ve devletçi bir yapıya sahip olan Türkiye, sonrasında piyasada meydana gelen büyük değişimlerle ihracata dayalı büyüme anlayışını benimsemeye başlamıştır. Döviz kurları ve faiz oranları, tek taraflı olarak belirlenmekteyken, artık piyasa tarafından belirlenmeye başlanmış ve Türk Lirası konvertibl bir yapıya dönüştürülmüştür. Sonuç olarak döviz kuru ve faiz oranındaki dalgalanmalara neden olan bu gelişmeler ekonomik birimlerin türev ürünlere olan ihtiyacını ortaya çıkarmıştır.

İleri dönemlerdeki nakit akışları, üretim, ihracat ve karlar üzerinde dövizdeki dalgalanmaların oluşturabileceği olumsuz etkilere karşı yatırımcılar türev ürünleri kullanarak kendilerini korumak istemektelerdir. Gelecekte kurlarda oluşabilecek farklılıkların bilinmemesi, ihracatçıları veya dış mali yatırımcı gibi gelecekte döviz cinsinden gelir elde etmek isteyen yatırımcıları vadeli işlemlere yönlendirmektedir.

Finansal piyasalarda en yaygın işlem gören kredi türevlerinin enstrümanı olan kredi temerrüt takası (CDS); bir alacaklının alacağını garantilemesi için üçüncü bir tarafa belirli bir ücret ödemesi işlemidir. Bu durumda alacaklı borçlu tarafın borcunu ödememe riskinden kurtulmuş olmaktadır. CDS satıcısı bu riski ödenecek ücret karşılığı üstlenir. Bu ücrete CDS primi denir. CDS primini borçlu ülkenin veya şirketin iflas etme olasılığı belirlemektedir. Ülkenin ya da şirketin iflas etme olasılığı arttıkça, ödenecek primler de artar (Aydın, Hazar ve Çütçü, 2016, s. 2).

CDS'ler başta olmak üzere kredi türevlerinin gelişim süreci dört aşamadır. Birinci aşama 1980'li yılların sonu ve 1990'lı yılların başıdır. Bu dönemde bankalar kredi riskini azaltabilmek için kredi türevlerinin kullanımını geçici de olsa çözüm olarak görmüşlerdir. İkinci aşama 1990'lı yılların başı ve 1997'li yılları kapsamaktadır. Bu dönemde türev piyasalar için aracı piyasa oluşturulmuştur. Bu sayede yeni yatırımcılar piyasaya çekilmeye başlamış, etkin fiyatlama ve likidite sağlanmıştır. Piyasa hakkında

çok fazla bilgi bilmemelerine rağmen yatırımcılar aracı piyasa sayesinde alım satım yapabilir hale gelmiştir. 1990'ların sonu olan üçüncü aşama da, kredi türevlerinin en önemli çeşidi olarak CDS'ler ön plana çıkmıştır. Sonrasında ise CDS portföyleri oluşturulmuş ve araçlar çeşitlendirilmeye başlanmıştır. Son aşama olan dördüncü aşamada ise 2001'den itibaren kredi türevleri belirli standartlar ile işlem görmeye başlamış ve işlem hacmi hızlı bir şekilde artmıştır (Kadooğlu Aydın, 2015, s. 46).

Çalışmada ülke risk prim ölçütü olan CDS değerlerini, ÜFE, TÜFE ve finansal piyasaların belirleyicilerinden olan döviz kuru oynaklığının ithalat üzerindeki etkisi gözlemlenmiştir. Türkiye'de 2012-2022 dönemleri arasında gerçekleşen reel efektif döviz kuru oynaklığı, ÜFE, TÜFE, ithalat ve kredi risk primi değerleri, ekonometrik analizlerden biri olan Görünürde İlişkisiz Regresyon tekniğinden faydalanılarak ithalatı ihtiva eden bir sistem tahminlenmiştir.

2. Literatür

Genel olarak yapılan çalışmalarda CDS'in kredi risk primi, makro ekonomik faktörler ve özellikle döviz kuru üzerindeki etkilerinin incelendiği görülmektedir. Aynı zamanda CDS'lerin finansal piyasalar ile ilgili ilişkisini ortaya koyan ve çalışmaların genellikle menkul kıymet borsalarına yoğunlaştığı görülmektedir.

Norden ve Weber (2009) çalışmalarında ABD ile Avrupa ülkelerinin CDS primlerinin borsa endeksi ile tahvil ilişkisini 2000-2002 dönemlerindeki verilerle VAR analizi ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda, borsa getirilerinin CDS ve tahvil marjındaki değişiklikleri etkilediğini belirtmişlerdir.

Coronado vd. (2012) çalışmalarında Almanya, İngiltere, İtalya, İspanya, İrlanda, Portekiz ve Yunanistan ülkelerinin CDS primlerinin hisse senedi piyasalarına etkilerini ölçmeyi amaçlamışlardır. 2007-2010 dönem verilerini Vektör Hata Düzeltme Modelini kullanarak araştırmışlardır. Araştırma sonucuna göre CDS primleri ile hisse senedi piyasaları arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yenice ve Hazar (2014) yılında yaptıkları çalışmada, gelişmekte olan ekonomiler olan Brezilya, Endonezya, Malezya, Çin, Türkiye ve Arjantin gibi ülkelerin CDS primlerinin borsa endeksleri üzerindeki etkisini Regresyon modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda bahsi geçen ülkelere CDS primleri ile borsa endeksleri arasında anlamlı ilişki tespit etmişlerdir.

Marzano vd. (2014) çalışmalarında Avrupa, ABD, Birleşik Krallık ve Japonya'nın CDS primlerindeki değişikliklerin (artma veya azalma) hisse senetleri fiyatını nasıl etkilediğini ölçmeyi amaçlamışlardır. 2008-2012 dönemlerindeki verileri kullanarak yapılan araştırma sonucuna göre CDS primlerindeki değişimlerin hisse fiyatlarındaki değişkenleri yüksek oranda (%71) açıklayabildiğini tespit etmişlerdir.

Eren ve Başar (2016), makro ekonomik göstergeler ve CDS'in BİST 100 endeksi üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisini ARDL yaklaşımı yardımıyla analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonunda, dış ticaret dengesi ve CDS'in BİST 100 endeksini uzun dönemde pozitif kısa dönemde ise negatif etkilediği bulgularına ulaşmışlardır.

Shear ve Butt (2017) çalışmalarında 36 tane ülkenin CDS primlerini düşük, orta ve yüksek spreadlerde olan ülke gruplarına göre ayırmıştır. Her bir gruba ayrı Panel VAR testi uygulayan yazarlar çalışma sonucunda, CDS primlerinin borsa şokları üzerindeki etkisinin yok denecek kadar az olduğunu tespit etmişlerdir.

Danacı vd. (2017) 2009 - 2015 yılları arasındaki çeyrek dönemlik veri setiyle ADF Birim Kök Testi, PP Birim Kök Testi, Toda-Yamamoto Nedensellik Testlerini kullanarak ülke risk primi ile büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda, ilgili yıllarda ülke risk primi ile büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

Şahin ve Özkan (2018), CDS primi ile döviz kuru ve BİST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi kısa ve uzun dönem olacak şekilde, 2012-2017 yıllarındaki aylık veri setini kullanarak Engle-Granger eşbütünleşme analizi yardımıyla incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda, CDS primleri ile BİST100 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

İskenderoğlu ve Balat (2018) üç büyük derecelendirme kuruluşu olan Moody's, S&P ve Fitch tarafından Türkiye ve BRICS ülkelerine verilen kredi derecelendirme notlarının bu ülkelerin CDS primleri üzerinde etkisinin olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışmanın analizi, olay analizi yöntemi, eşleştirilmiş örneklem t-testi ve Mann Whitney U test ile gerçekleştirilmiştir. Yapılan çalışmanın sonunda ülke kredi derecelendirme notlarında meydana gelen değişikliklerin ülkelerin CDS primleri üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yıldırım ve Sakızcı (2019), portföy yatırımları ile CDS arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmanın analizi, ARDL sınır testi yaklaşımı ve Granger nedensellik testi yardımıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonunda, CDS primleri ile net portföy yatırımlarının eş bütünleşik olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca CDS primlerinin, portföy yatırımlarının nedeni olduğunu da tespit etmişlerdir.

Sabkha vd. (2019) çalışmalarında farklı ekonomik büyüklüklerdeki 37 ülkenin CDS ve tahvil fiyatlarını (dolar cinsinden) Vektör Hata Düzeltme Modeli ve FIGARCH modellerini kullanarak 2006-2017 dönemlerindeki verilerle analiz etmişlerdir. Çalışma sonunda spekülasyonların özellikle kriz dönemlerinde CDS performanslarını tahmin ederek piyasaya yön verebileceklerini belirtmişlerdir.

Alptürk vd. (2021) yapmış oldukları çalışmada Jeopolitik risk ile CDS arasındaki ilişkiyi Mart 2010 ile Ekim 2020 tarihleri arasındaki veri setini kullanarak Hatemi-J nedensellik testi yardımıyla incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda, Türkiye'de jeopolitik riskteki artış ya da azalışların ülke risk primi üzerinde etkili olduğunu tespit etmişlerdir. Buna karşın CDS priminde meydana gelen artış ya da azalışın Türkiye'nin jeopolitik riski üzerinde de bir nedensellik ilişkisinin olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır.

Özçelik ve Göksu (2020) çalışmalarında ülke risk primleri ve enflasyon oranlarının faiz oranları üzerindeki etkisini 2010-2019 dönemleri arasındaki aylık veri setini kullanarak ARDL eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonunda, faiz oranı, enflasyon oranı ve CDS primi arasında uzun dönemde ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca enflasyon oranı ve kredi risk priminde meydana gelen değişikliklerin faiz oranındaki değişikliklerin neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Evcı (2020) yaptığı çalışmada, BİST 100 endeksi CDS primleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi araştırmıştır. Değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisini Johansen Eşbütünleşme Yöntemi ve Granger Nedensellik testi ile incelemiştir. Johansen Eşbütünleşme analizinden elde edilen bulgular, CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında uzun dönem ters yönlü bir ilişkinin bulunduğunu tespit etmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü ise CDS primlerinden BİST100 endeksine doğru olduğunu belirtmiştir.

Uzunoğlu vd. (2020), Dış Politik Aktörlerle İlişkilerin döviz kuru ve CDS üzerine etkisini kısa ve uzun dönem olarak incelemişlerdir. Çalışmanın analizini, Granger Nedensellik Testi, Etki-Tepki Analizi ve GARCH modelleri ile gerçekleştirmişlerdir. Çalışmanın sonunda, Dış Politik Aktörlerle ilişkilerin Döviz kuru ve CDS arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığını tespit etmişlerdir. Benzer şekilde Dış Politik Aktörlerle ilişkilerin CDS ve döviz kuru üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını bulgusuna ulaşmışlardır.

Akkuş (2021), 2000-2019 yılları arasındaki veri setini kullanarak Türkiye'nin kamu ve özel sektör dış borcu ile CDS arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmanın analizi, Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi ve Hatemi-J (2012) asimetric nedensellik testi ile gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, ülke risk primi ile kamu sektörü dış borcu arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Buna karşın ülke risk primi ile özel sektör dış borcu arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Yavuz (2022) çalışmasında, CDS, VIX ve OVX endekslerinin MIST ve BRICS ülkeleri borsa endeksleri üzerindeki etkilerini, Aralık 2010 ile Haziran 2021 dönemlerindeki verileri kullanarak Panel veri analizi ile ölçmeyi amaçlamıştır. Çalışma sonucuna göre, CDS ile OVX ve VIX endekslerinin MIST ve BRICS ülkelerinde farklılaştığını tespit etmiştir.

3. Ekonometrik metodoloji

Zaman serileri uygulamalarında, ekonometrik analizlerin birinci aşamasını serilerdeki birim kök varlığının incelenme süreci oluşturmaktadır. Çünkü bir zaman serisinin birim kök sürecine tabi olması söz konusu serinin durağan olmadığını ifade etmektedir. Durağan yapıda olmayan bir zaman serisinin ise bir veya daha fazla durağan olmayan zaman serisine göre regresyonu alındığında sahte regresyon sorunuyla karşılaşılması muhtemeldir. Bu durumun asıl nedeni ise standart doğrusal regresyon işlemlerinin analize dâhil edilen zaman serilerinin durağan olduğunu varsaymasından ileri gelmektedir. Eğer durağan bir yapıda olmayan zaman serileriyle analizler gerçekleştirilir ve bu suretle sahte bir regresyon ile karşılaşılırsa, klasik F ve t istatistikleri gibi temel istatistiklere güven olmayacaktır. Dolayısıyla, regresyon modelinden elde edilen katsayı tahminleri de geçersiz olacaktır. (Granger ve Newbold, 1974, Gujarati, s. 2011).

3.1. Birim kök testleri

Bilhassa makroekonomik ya da finansal zaman serileri uygulamalarında, incelenen seriler/değişkenler uzun dönemde birçok şoka maruz kalabilmektedir. Bu şokların etkisinin zaman serisinin üzerinde kalıcı yönde bir etkisi olmuşsa söz konusu serinin durağanlığı etkilenecek, diğer bir deyişle bozulacaktır. Bu sebeple zaman serileriyle çalışıldığında serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi oldukça önem arz etmektedir (Çiğdem ve Altaylar, 2020). Bu amaca yönelik olarak aşağıda, birim kök sınavında literatürde sıkça kullanılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinden faydalanılmıştır.

3.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi

Zaman serilerinde birim kök varlığı sınavında sıklıkla tercih edilen Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi, AR(1) sürecinden faydalanan Dickey-Fuller (DF) birim kök testinin daha yüksek korelasyonu dikkate alan bir versiyonu sayılmaktadır. ADF testi yüksek dereceden korelasyon probleminin çözümüne yönelik olarak AR(1) sürecinden ziyade AR(p) sürecinden faydalanarak eşitliğe “p” gecikmeli fark terimlerini dâhil etmektedir (Gujarati, 2011). Böylelikle, sabit terimsiz ve trendsiz, sabit terimli ve sabit terimli ve trendli ADF denklemleri aşağıda sırasıyla verilmiştir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{sabit terimsiz ve trendsiz}) \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{sabit terimli}) \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{sabit terimli ve trendli}) \quad (3)$$

Burada μ sabit terimi, t trendi, p gecikme sayısını ve ε_t ise hata terimi serisini ifade etmektedir. ADF denklemlerinin her üçü için de seride birim kök varlığını ifade eden temel hipotezler aynı olmaktadır (Dickey ve Fuller, 1981).

3.1.2. Phillips- Perron (PP) birim kök testi

Dickey-Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı zamanda sabit varyanslı olduğunu varsaymaktadır (Enders, 2004, s.190). Fakat uygulamalarda, zaman serilerinin çoğusunun, heterojen dağılımlı ve zayıf bağımlı hata terimlerine sahip olduğu görülmüştür. Bu sebeple Phillips ve Perron (1988) hata terimlerinin arasında otokorelasyon olabileceği düşüncesi temelinde, nonparametrik düzeltmeler yaparak bir birim kök testi geliştirmişlerdir. PP birim kök testinde aşağıdaki gibi bir denklemden faydalanılmaktadır:

$$\Delta y_t = a y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte, $a = \rho - 1$ 'e karşılık gelirken x_t deterministik bileşenleri (sabit terim veya sabit terim ve trend) ve ε_t ise hata terimleri dizisini temsil etmektedir. PP testine ilişkin temel ve alternatif hipotezler “ $H_0: a = 0$ ve $H_1: a < 0$ ” şeklinde oluşturulmaktadır. Söz konusu temel hipotez serinin birim kök içerdiğini, alternatif hipotez ise serinin birim kök içermediğini belirtmektedir (Çağlayan ve Saçaklı, 2006).

3.2. Kantil Regresyon (Quantile Regression- QR)

Koenker ve Basset (1978)'in geliştirmiş olduğu kantil regresyon, regresyonun klasik varsayımları arasında önemli bir yer tutan ve hata terimleri dizisinin normal dağılıma uygunluğu varsayımının ihmal edildiği durumlarda robust (sağlam) sonuçlar elde edebilmek amacıyla geliştirilmiştir. İncelenen verinin dağılımının bozulduğu durumlarda (normal dağılmama kastedilmektedir) kullanımı yaygın olan kantil regresyon tekniği aynı zamanda daha kapsamlı bir regresyon görünümü sunabilmek için tasarlanmış olan bir tekniktir (Koenker,2005). Bu teknik özellikle de koşullu kantillerin değişken davrandığı durumlarda kullanışlı hale gelmektedir. Kantil regresyon tekniğinde kantillere (yüzdeler dilimlere) bağımlı kalınarak regresyon katsayıları belirlenmekte bu sebeple de farklı kantillerde farklı sonuçlar sağlanmaktadır. Bu durum ise açıklanan değişkenin koşullu dağılımının farklılaşan noktalarındaki açıklayıcı değişkenlerdeki değişikliklere farklı tepki vermesi olarak yorumlanabilmektedir (Erilli ve Çamurlu, 2018). Kantil regresyon modeli Eşitlik (5)'te gösterildiği şekildedir:

$$Y_i = x_i\beta_0 + e_i \quad (5)$$

Eşitlik (5)'te yer alan x_i , $(k+1)$ boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüne karşılık gelmekte ve açıklanan değişkenin koşullu dağılımının θ nci kantiliyle açıklayıcı değişkenler arasındaki doğrusal regresyonu belirtmektedir. β_θ ise θ 'nci kantil regresyondaki parametreler vektörünü ifade etmektedir. Kantil regresyon tahmin edicileri bir doğrusal programlama problemi şeklinde düşünülebilir ve artıkların (hataların) iki parçalı doğrusal amaç fonksiyonu da optimize edilerek sınır tekniği ya da simpleks metodu gibi doğrusal programlama problemlerinin çözüm yöntemleri vasıtasıyla çözülebilmektedir (Koenker ve Hallock, 2001). Amaç fonksiyonu mutlak sapmaların ağırlıklandırılmış toplamına karşılık gelmektedir ve Eşitlik (6)'da gösterilmektedir (Wu, 1986):

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i:y_i \geq x_i\beta} \theta |y_i - x_i\beta| + \sum_{i:y_i < x_i\beta} (1 - \theta) |y_i - x_i\beta| \right\} \quad (6)$$

Eşitlik (8)'de gösterilen amaç fonksiyonu, β 'ya göre minimize edildiğinde katsayı (parametre) tahmini Eşitlik (7)'deki denklem ile hesaplanmaktadır:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n \rho_{\theta} (y_i - x_i\beta) \right\} \quad (7)$$

Bu durumda, θ 'nın $(0 < \theta < 1)$ optimal değeri için $\hat{\beta}$ tahmincisi Eşitlik (8)'de gösterilmektedir:

$$\hat{\beta}(\theta) = \arg \min_{\beta \in R^p} \left\{ \sum_{i=1}^n \rho_{\theta} (y_i - x_i\beta) \right\} \quad (8)$$

Kantil regresyon tekniğinin en önemli özelliğinin ise, klasik çoklu doğrusal regresyon yöntemi gibi bağımlı değişken olan y 'nin koşullu dağılımının ortalamasıyla ilgili değil farklı kantil (yüzdeler dilimler) değerleri için y 'nin açıklayıcı değişken x ' e göre koşullu dağılımının tamamı hakkında bilgi sağlaması olduğu ifade edilmektedir (Erilli ve Çamurlu, 2018).

4. Veri, model ve ampirik bulgular

Bu araştırma kapsamında incelenen ihracat ve ithalat modellerinin de kapalı ve açık formdaki gösterimleri aşağıda sıralı olarak (önce kapalı formlar ardından açık formlar) sunulmaktadır:

$$ITH_t = f(TUFE_t, CDS_t, DKO_t) \quad (9)$$

ve

$$ITH_t = f(UFE_t, CDS_t, DKO_t) \quad (10)$$

şeklinde. İTH modellerinin açık formdaki gösterimleri ise:

$$ITH_t = \alpha_1 + \delta_1 TUFE_t + \delta_2 CDS_t + \delta_3 DKO_t + u_t \quad (11)$$

$$ITH_t = \tau_1 + \beta_1 UFE_t + \beta_2 CDS_t + \beta_3 DKO_t + v_t \quad (12)$$

şeklinde. Eşitlik (11) ve Eşitlik (12)'de sırasıyla yer alan $\delta_1, \delta_2, \delta_3$ ve $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ parametreleri tahminlenen eğim katsayılarını, α_1 ve τ_1 parametreleri ise tahminlenen sabit terimleri ve u_t ile v_t ilgili modellerin artık terimlerini ifade etmektedir.

Tablo 1

Kısaltma, Birim ve Veri Tabanı Bilgileri

Değişkenler	Kısaltma	Birim
İthalat	İTH	Yüzdesel Değişim (%)
İhracat	İHR	Yüzdesel Değişim (%)
Kredi Risk Primi	CDS	Endeksin Yüzdesel Değişimi (%)
Tüketici Fiyatları Endeksi	TÜFE	Endeksin Yüzdesel Değişimi (%)
Üretici Fiyatları Endeksi	ÜFE	Endeksin Yüzdesel Değişimi (%)
Döviz Kuru Oynaklığı	DKO	Döviz Kurunun Yüzdesel Değişimi (%)

Tablo 1, bu araştırma kapsamında incelenen finansal ve makroekonomik değişkenlere ilişkin kısaltma ve birim bilgilerini sunmaktadır. Çalışmada İthalat, kredi risk primi, tüketici fiyatları endeksi, üretici fiyatları endeksi ve döviz kuru oynaklığı analizlere dahil edilmiştir.

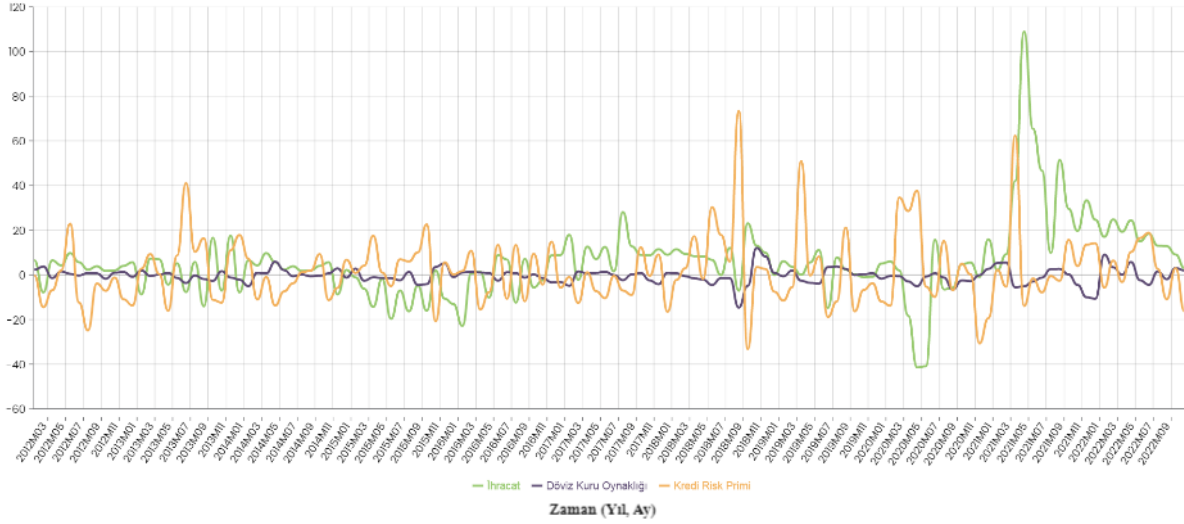
Tablo 2

Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Medyan	St. Sapma	En Değer	Büyük Değer	En Küçük Değer	JB İstatistiği
İTH	5,808385	5,54	16,99809	108,91	-41,47	7,641479**	
CDS	1,776692	-0,305	16,02725	73,40	-33,22	125,6606***	
TÜFE	1,321615	0,900	1,882712	13,58	-1,44	2140,46***	
ÜFE	1,821308	0,985	2,896346	19,08	-2,53	694,736***	
DKO	-0,41662	-0,27	3,461277	12,05	-14,67	57,50386***	

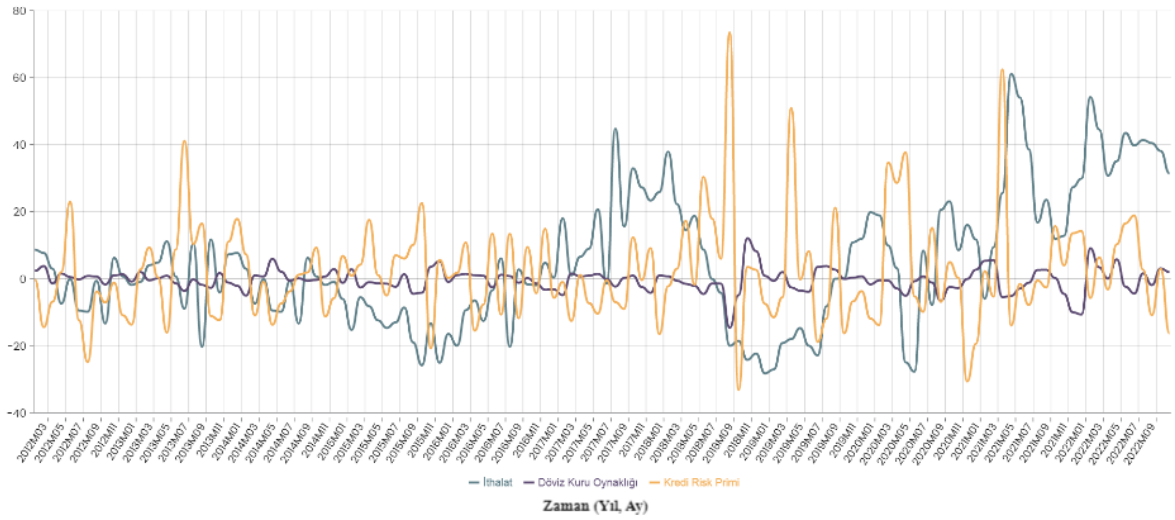
Not: Özet istatistikler ham veriler üzerinden hesaplanmıştır.

Tablo 2'de, araştırma kapsamında incelenen makroekonomik değişkenlerin özet istatistikleri sunulmaktadır. İthalat değişkenine ilişkin minimum ve maksimum gözlemlere odaklanıldığında bu değerlerin 108,91 ile -41,47 arasında değişim gösterdiği görülmektedir. Dolayısıyla oldukça geniş bir aralıkta yüzdesel değişimler mevcuttur. JB istatistikleri ise değişkenlerin normal dağılıma tabi olmadığını göstermektedir.

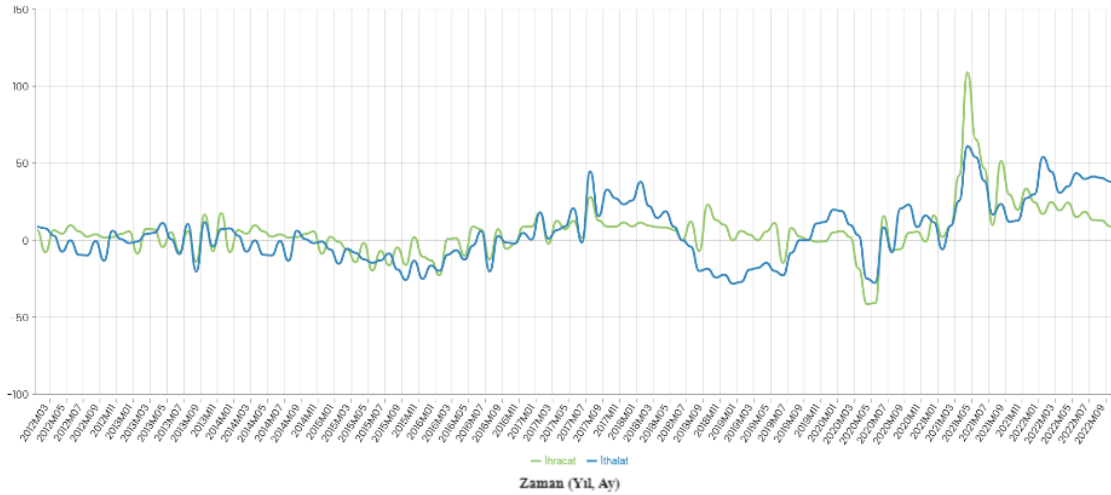


Şekil 1. İhracat, döviz kuru oynaklığı ve kredi risk primi

Şekil 1'de çalışmada incelenen makroekonomik değişkenlere ilişkin zaman yolu grafiği paylaşılmaktadır. 2018 yılında Türkiye'de yaşanan kur krizinin ithalat üzerindeki etkilerini açıkça görmek mümkündür. Bir diğer ihracat baskılanmasının da COVID-19 pandemi döneminde ortaya çıktığı görülmektedir.



Şekil 2. İthalat, döviz kuru oynaklığı ve kredi risk primi



Şekil 3. İthalat ve ihracat

Şekil 3'te ithalat ve ihracatın zaman yolu grafiği görülmektedir. Dış ticaret göstergelerinin birlikte hareketi net bir şekilde görülebilmektedir. Bu birlikte hareketin tespitinin ilk aşaması korelasyon analizidir.

Tablo 3

Spearman Korelasyon Analizi

Değişkenler	İTH	CDS	TÜFE	ÜFE	DKO		
İTH	1						
CDS	-0,0492	1					
TÜFE			0,3452	0,0168	1		
ÜFE			0,49436	0,2033	0,6853	1	
DKO			-0,0834	-0,3631	-0,0896	-0,4401	1

Tablo 3'te araştırmaya konu olan değişkenler arasındaki korelasyon analizinin sonuçları yer almaktadır. Değişkenlerin normal dağılım sergilemediği görülmüş (bkz. Tablo 2 Tanımlayıcı İstatistikler- JB İstatistiği) ve bu sebeple de normal dağılmayan değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisini inceleme yönünden daha başarılı olan Spearman korelasyon analizinden faydalanılmıştır. TÜFE ve ÜFE arasında %69'luk pozitif yönlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmektedir. Bu iki göstergelyi aynı denklem içerisinde modellememek, bu güçlü ilişkiyi göz ardı etmemek gerekmektedir. Dolayısıyla bu derecede yüksek korelasyon ilişkisi sergileyen değişkenleri aynı model içerisinde regrese etmek çoklu doğrusallık bağlantı sorununa yol açabilme ihtimali doğuracağı için ayrı modellerde incelenmiştir. Diğer yandan, ithalat, kredi risk primi ve döviz kuru oynaklığı ile negatif yönlü korelasyon içerisinde; tüketici fiyatları endeksi ve üretici fiyatları endeksi ile pozitif yönlü korelasyon ilişkisi içerisindedir. Bu aşamada, çalışmanın değişkenleri arasındaki ilişkiye dair önsel bilgiler sağlanmıştır ve Eşitlik (11) ve Eşitlik (12)'de tanımlanan regresyon modellerinin bulgularında da ilişki yönlerinin bu aşamada elde edilen bulgularla uyum sağlanması beklenmektedir.

Eşitlik (11), Eşitlik (12)'te tanımlanan regresyon modellerinde, sahte regresyon sorunuyla karşılaşılmasını önleyebilmek amacıyla ekonometrik analizlerin birincil aşamasında birim kök ve durağanlık analizleri yer almaktadır (Granger ve Newbold, 1974; Gujarati, 2015; Yerdelen Tatoğlu, 2017).

Tablo 4

ADF Birim Kök Testi

Değişkenler	Sabit Terimli (τ ist.)	Sabit Terimli ve Trendli (τ ist.)
İTH	-2,3540 (0,1570)	-3,0750 (0,1168)
Δ İTH	-17,3940*** (0,0000)	-17,3575*** (0,0000)
CDS	-11,5673*** (0,0000)	-11,6217*** (0,0000)
TUFE	-3,1111** (0,0282)	-3,8401** (0,0175)
UFE	-3,8939*** (0,0028)	-5,0229*** (0,0000)
DKO	-9,3532*** (0,0000)	-9,3471*** (0,0000)

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %0,01 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Araştırmanın makroekonomik değişkenlerinin birim kök sınamaları için ilk aşamada, oldukça referans bir test olan ADF testine başvurulmuş ve elde edilen sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir. Testin temel hipotezinde ilgili değişkenin birim kök içerdiği belirtilmektedir ve İTH değişkeni hariç tüm değişkenler için söz konusu temel hipotez reddedilmektedir. Bu durumda CDS, TUFE, UFE ve DKO değişkenleri ADF testine göre düzeyde durağan (bir diğer ifadeyle I(0) da denilebilir) bir seyir izlemektedir. Ancak, İTH değişkeni için birim kök varlığını ifade eden temel hipotez reddedilememiştir. İTH değişkenine birinci fark (Δ İTH) alma işlemi uygulandıktan sonra ise ilgili temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda, ADF birim kök testi İTH değişkeninin birinci dereceden durağan olduğuna dair sonuçlar sağlamaktadır.

Tablo 5

Phillips-Perron Birim Kök Testi

Değişkenler	Sabit Terimli (Adj. τ ist.)	Sabit Terimli ve Trendli (Adj. τ ist.)
İTH	-3,3320** (0,0154)	-4,3401*** (0,0038)
CDS	-11,7701*** (0,0000)	12,1186*** (0,0000)
TUFE	-5,0965*** (0,0000)	-5,9621*** (0,0000)
UFE	-3,8479*** (0,0000)	-4,9285*** (0,0000)
DKO	-9,0990*** (0,0000)	-10,0913*** (0,0000)

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %0,01 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 5, makroekonomik değişkenlerin Phillips-Perron (PP) birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. İTH, CDS, TUFE, UFE ve DKO değişkenleri için temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda PP birim kök testine göre söz konusu değişkenlerin düzeyde durağan, yani I(0) sürecine tabi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

ADF ve PP birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar, CDS, TUFE, UFE ve DKO değişkenlerinin düzeyde durağan olduğu hususunda birbiriyle örtüşmekte ancak İTH değişkeninin birim köklü olup olmadığı konusunda farklı bulgular sunmaktadır. Bu sebeple KPSS durağanlık testine de başvurulmuş ve bu sayede daha sağlam sonuçlara ulaşmak mümkün hale gelmiştir.

Tablo 6

KPSS durağanlık testi

Değişkenler	Sabit Terimli (LM ist.)	Sabit Terimli ve Trendli (LM ist.)
İTH	0,5207	0,1404
CDS	0,2021	0,0514
TUFE	0,6758	0,1472
UFE	0,6049	0,1782
DKO	0,2458	0,1020

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %0,01 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 6’da daha sağlam (robust) sonuçlar sağlanabilmesi amacıyla başvuru KPSS durağanlık testinin sonuçları yer almaktadır. Bu testin temel hipotezi diğer testlerden farklılaşmakta ve durağanlık hipotezi durağan olmama alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. LM test istatistikleri incelendiğinde tüm makroekonomik değişkenler için durağanlık temel hipotezinin reddedilemediği anlaşılmaktadır. Bu durumda, İTH, CDS, TUFE, UFE ve DKO değişkenlerinin düzeyde durağan, bir diğer ifadeyle I(0) sürecine tabi olduğu sonucu elde edilmiştir. Değişkenlerin durağan olduğu sonucuna ulaşıldıktan sonra modelleme aşamasına geçilebilmektedir. Bu araştırmada Koenker ve Basset (1979) tarafından geliştirilen kantil regresyon (QR) tekniğinden faydalanılmıştır. Bu teknik değişkenlerin normal dağılmaması durumunda EKK tekniğine göre daha başarılı bulunmuş ve ayrıca sapan gözlemlerin varlığında da EKK kadar hassas olmadığı belirtilmiştir (Erilli ve Çamurlu, 2019). Bu teknikte bağımlı değişken yüzdelik dilimlere yahut kantillere bölünmek suretiyle modelleme yapılmaktadır. Böylelikle açıklayıcı değişkenlerin farklı kantiller üzerindeki etkisi incelenerek, açıklayıcı değişkenlerin tepkilerinin hangi aşamada ve ne kadar farklılaştığı da tespit edilebilmektedir. Eşitlik (11) ve Eşitlik (12)’de tanıtılan denklemler QR tekniğiyle tahminlenmiş ve böylelikle ithalat yüzdelere ilişkin kademesel bir görünüm elde edilmiştir.

Tablo 7

Kantil Regresyon Modelinin Tahmini (Eşitlik 9 ve Eşitlik 11)

Kantil	Sabit Terim	TUFE	CDS	DKO
Kantil 1 (0.10)	-19.1517***	1.202751	-0.17766	-0.63843
St. Hata	4.187311	6.079648	0.178272	0.604687
t İstatistiği	-4.57376	0.197832	-0.99658	-1.05581
P-value	0.0000	0.8435	0.3209	0.2931
Kantil 2 (0.25)	-10.5791***	2.506184**	-0.24488	-0.91884
St. Hata	2.239322	1.193377	0.152716	0.762526
t İstatistiği	-4.72423	2.100077	-1.60352	-1.205
P-value	0.0000	0.0377	0.1113	0.2305
Kantil 3 (0.50)	-1.94804	5.83962***	-0.14233	-1.05716
St. Hata	2.194625	1.119447	0.180357	0.743269
t İstatistiği	-0.88764	5.216523	-0.78915	-1.42231
P-value	0.3764	0.0000	0.4315	0.1574
Kantil 4 (0.75)	5.18026**	5.46407***	-0.17151	-1.40043*
St. Hata	2.293322	1.039689	0.184293	0.772819
t İstatistiği	2.258845	5.255485	-0.93066	-1.81211
P-value	0.0256	0.0000	0.3538	0.0724
Kantil 5 (0.90)	16.77023***	8.339576**	-0.3354**	-3.05469**
St. Hata	5.423376	3.575921	0.168377	1.294648
t İstatistiği	3.092212	2.332148	-1.99194	-2.35948
P-value	0.0024	0.0213	0.0485	0.0198
Kantil 6 (0.95)	21.24918***	9.34407***	-0.40904***	-3.5507***
St. Hata	4.951404	3.511564	0.145196	1.035144
t İstatistiği	4.291547	2.660942	-2.81714	-3.43015
P-value	0.0000	0.0088	0.0056	0.0008

Not: i. *, ** ve *** sırasıyla, 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerini ifade etmektedir.

ii. Model doğrusal-doğrusal formdadır.

Tablo 7’de Eşitlik (9) ve Eşitlik (11)’de ilk aşamada kapalı akabinde açık formları tanıtılan modelin kantil regresyon tekniği vasıtasıyla tahminlenen katsayı sonuçları gösterilmektedir. İlk bulgular ithalatın en düşük kantili (ithalat yüzdesinin en düşük olduğu yüzdeliği ifade etmektedir) haricinde, tüketici fiyatları endeksinin her kantilde istatistiksel bir anlamlılığı olduğunu göstermektedir. İthalat yüzdesi arttıkça tüketici fiyatları endeksinin de ithalat üzerindeki arttırıcı etkisinde kademesel bir artış gözlenmektedir. Görece düşük kantili temsil eden %25’lik dilimde tüketici fiyatlarında meydana gelen 1 birimlik bir artış ithalatı yaklaşık olarak 2.51 birim arttırırken, yüksek kantili ifade eden %95’lik dilimde bu değer yaklaşık olarak 9.34 olduğu görülmektedir. Buna karşılık kredi risk primi ve döviz kuru

oyunaklığı sırasıyla %90;%95'lik dilimlerde ve %75;%90 ve %95'lik dilimlerde istatistiki bir anlamlılığa sahiptir. Dolayısıyla ihracat hacminin yüksek olduğu durumlarda esasen döviz kuru oynaklığı ve CDS'in ithalat üzerinde bir etkisi olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca ithalatın yüksek olduğu kantillerde CDS ve döviz kurunun, ithalat üzerinde azaltıcı bir etkisi olduğu da gözlenmektedir.

Tablo 8

Kantil Regresyon Modelinin Tahmini (Eşitlik 10 ve Eşitlik 12)

Kantil	Sabit Terim	UFE	CDS	DKO
Kantil 1 (0.10)	-20.2792***	3.148894***	-0.12815	0.760571
St. Hata	2.290987	0.802896	0.154021	0.912207
t İstatistiği	-8.85173	3.921922	-0.83201	0.833769
P-value	0.0000	0.0001	0.4070	0.4060
Kantil 2 (0.25)	-13.5618***	4.743668***	-0.21105	0.459338
St. Hata	2.234581	1.082925	0.153378	0.93025
t İstatistiği	-6.06905	4.38042	-1.376	0.493779
P-value	0.0000	0.0000	0.1713	0.6223
Kantil 3 (0.50)	-1.89291	4.074102***	-0.05392	1.079568
St. Hata	2.063101	0.742222	0.169921	0.785298
t İstatistiği	-0.91751	5.489057	-0.31734	1.374724
P-value	0.3606	0.0000	0.7515	0.1717
Kantil 4 (0.75)	5.710115**	5.564854***	-0.1857	-1.2678*
St. Hata	2.197574	1.158546	0.17142	0.65730
t İstatistiği	2.598372	4.803311	-1.0833	-1.9287
P-value	0.0105	0.0000	0.2807	0.0662
Kantil 5 (0.90)	12.18064***	6.308717***	-0.34896***	-1.62977**
St. Hata	2.41744	1.125774	0.12411	0.815703
t İstatistiği	5.038652	5.603892	-2.81169	-1.99799
P-value	0.0000	0.0000	0.0057	0.0479
Kantil 6 (0.95)	17.39961***	6.068447***	-0.34258***	-2.4191***
St. Hata	2.378952	0.824167	0.126531	0.665841
t İstatistiği	7.313981	7.363126	-2.70745	-3.63316
P-value	0.0000	0.0000	0.0077	0.0004

Not: i. *, ** ve *** sırasıyla, 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerini ifade etmektedir.

ii. Model doğrusal-doğrusal formdadır.

Tablo 8'de Eşitlik (10) ve Eşitlik (12)'de tanıtılan modelin kantil regresyon yönteminden faydalanılarak elde edilen katsayı tahminleri sunulmaktadır. İlk bulgularda ithalatın en düşük kantilinden (ithalat yüzdesinin en düşük olduğu dilime karşılık gelmektedir) en yüksek kantiline kadar üretici fiyatları endeksinin her kantilde istisnasız istatistiki bir anlamlılığa sahip olduğu görülmektedir. İthalat yüzdesi arttıkça tüketici fiyatları endeksinin de ithalat üzerindeki arttırıcı etkisinde kademesel bir artış ile %50'lik dilime kadar devam etmekte bu kantilden sonra ise azalan oranlarda artışa devam etmektedir. En düşük kantili temsil eden %10'luk dilimde üretici fiyatlarında meydana gelen 1 birimlik bir artış ithalatı yaklaşık olarak 3.15 birim arttırırken, yüksek kantili ifade eden %95'lik dilimde bu değer yaklaşık olarak 6.07 olduğu görülmektedir. Buna karşılık kredi risk primi ve döviz kuru oynaklığı sırasıyla %90;%95'lik dilimlerde ve %75;%90 ve %95'lik dilimlerde istatistiki bir anlamlılığa sahiptir. Dolayısıyla ihracat hacminin yüksek olduğu durumlarda esasen döviz kuru oynaklığı ve CDS'in ihracat üzerinde bir etkisi olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca bu etki her iki değişken için de negatiftir, bir diğer deyişle CDS ve kur oynaklıkları arttığında ithalatta azaltıcı yönde etkiler meydana getirmektedir. Bu bulgu sonuçları Tablo (7)'de sunulan ilk model ile de uyumluluk içerisinde bulunmuş, bir anlamda robust check yapılmıştır.

5. Sonuç ve öneriler

Günümüzde CDS birçok yoldan ülke ekonomilerini etkileme özelliğine sahiptir. Bu özelliği sebebiyle CDS özellikle uluslararası piyasalarda yatırım kararı alan potansiyel yatırımcılar tarafından izlenen bir risk göstergesidir. Döviz kurunda meydana gelen değişimlerin CDS değerleri üzerinde etkisi olduğu gerekçesiyle literatürde bu konuda oldukça fazla çalışma bulunmaktadır. Art arda yaşanan küresel krizler potansiyel yatırımcıların yatırım kararlarını etkilemektedir. Yatırımcıların karşı kaşıya kalabilecekleri riskleri yönetebilmeleri ve bu riskler hakkında yeterli bilgi birikimine sahip olmaları son derece önem arz etmektedir.

Ülke riskinin ölçümünde kullanılan CDS, oluşabilecek herhangi bir krizin risklerini minimize edecek ve önlem alabilmek için ülkenin risk primlerinin önceden belirlenmesini sağlayabileceği düşünüldüğünden büyük öneme sahiptir. Yüksek risk primine sahip ülke ve kuruluşların borç taleplerinin maliyetleri yüksek olduğundan dolayı yüksek maliyetler de büyük riskler meydana getirmektedir. Ülke kredi risk değerlendirmelerinde önemli bir gösterge olan CDS primi, ülkenin risk priminde meydana gelen bir artış yabancı yatırımcılardan gelebilecek yatırımları da engelleyecektir. Bu durum da mevcut yatırımlarda azımsanmayacak kayıplara neden olacaktır.

Araştırmanın amacına yönelik olarak, QR tekniği marifetiyle ithalat modellerinin kademesel görünümünü incelemeye olanak sağlayacak şekilde tahminlenmiştir. Dolayısıyla ithalatı, EKK ya da EKK temelli olan bir başka tahminci vasıtasıyla ortalamaya dayalı olan bir teknikle ele almak etkinlik kaybına yol açacağı için bu aşamada QR tekniğinden faydalanmanın önemi ortaya çıkmaktadır. Kantil regresyon tahmininden elde edilen bulgular, araştırmaya konu olan periyot aralığında döviz kuru oynaklığında ve CDS oynaklığında meydana gelen artışların, ithalatın yüksek hacmi üzerinde etkili olduğunu ve ithalat değerlerini olumsuz etkilemek suretiyle Türkiye'nin dış ticaret göstergelerini kötüleştirmekte olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer yandan, TÜFE ve ÜFE artışları ise ithalatın hem düşük hem de yüksek hacimleri üzerinde oldukça önemli bir etkiye sahiptir ve hem TÜFE hem de ÜFE artışları ihracat hacmini arttırmaktadır.

Döviz kurundaki oynaklık ve ülke risk primindeki artış Türk Lirası'nın değer kaybetmesine neden olmaktadır ve bu durum ekonomik birimleri satın alma gücünü olumsuz etkilemektedir. Bunun sonucu olarak yurt dışından ithal edilen malların ve hizmetlerin maliyetlerinin artışına neden olmaktadır. Yaşanılan fiyat artışlarından kaynaklı hammadde ve hizmet talebi olumsuz etkilenmektedir. Bu nedenlerden dolayı ithalat ülke risk priminden ve döviz kuru oynaklığından olumsuz etkilenmektedir.

Türk Lirasında meydana gelen değer kaybı ülkede üretilen ham madde, mamul ve hizmetlerin ucuzlamasına ve talebin artmasına neden olmaktadır. Bunun bir sonucu olarak ihracatın bu süreçten olumlu etkilenmesi gerekir. Beklenti bu yönde olmasına rağmen çalışmanın sonucu bunun tersi bir durum olduğunu göstermektedir. Yani ihracatın ülke risk priminden ve döviz kuru oynaklığından olumsuz etkilendiğini göstermektedir. Bu sonucun en önemli nedeni ise Türkiye'de yapılan ihracatın ithal girdiye bağımlı olması ya da ihracatta ithal girdi payının yüksek olmasıdır. İhracatta ithal girdi payının yüksek olması ihraç edilen malların ve hizmetlerin fiyatlarında artışa neden olmaktadır. İhraç edilen malların ve hizmetlerin fiyatlarındaki artış ihracatı olumsuz etkilemektedir.

Yazar beyanı

Araştırma ve yayın etiği beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Etik kurul onayı

Bu çalışma için etik kurul onayı gerekmemektedir.

Yazar katkıları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkıda bulunmuştur.

Çıkar çatışması

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Destek beyanı

Bu çalışma için herhangi bir destek alınmamıştır.

Kaynakça

- Akkuş, Ö., (2021). CDS risk primleri ile dış borçlanma ilişkisi: simetrik ve asimetrik nedensellik analizi. *International journal of economic and administrative studies*, (31), 215-228. Doi: <https://doi.org/10.18092/ulikidince.928425>
- Alptürk, Y. Sezal, L. ve Gürsoy, S., (2021). Türkiye’de jeopolitik risk ile CDS primleri arasındaki ilişki: asimetrik nedensellik analizi. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 25(1), 107-126. Doi: <https://doi.org/10.51945/cuiibfd.900224>
- Aydın, G. K., Hazar, A. ve Çütçü, İ. (2016). Kredi temerrüt takası ile menkul kıymet borsaları arasındaki ilişki: gelişmiş ve gelişmekte olan ülke uygulamaları. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 1-20.
- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *the review of economic studies*, 47(1), 239-253. Doi: <https://doi.org/10.2307/2297111>.
- Coronado, M., Corzo, M. T. ve Lazcano, L. (2012). A case for Europe: the relationship between Sovereign CDS and stock indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63.
- Çağlayan, E. ve Saçaklı, İ. (2006). satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin sıfır frekansta spektrum tahmincisine dayanan birim kök testleri ile incelenmesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 121-137.
- Çiğdem, G. ve Altaylar, M. (2020). RALS perspektifinden covid-19 sürecinde Türkiye’ye yabancı ilgisi: bir borç krizi tehlikesi var mı?. *Multidisipliner Yaklaşımla İktisadi Kriz Olgusu*, IV, Editör: Doç.Dr. Gülgün Çiğdem, (1.Baskı). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Danacı, C. M. Şit, M. ve Şit A., (2017), Kredi temerrüt swaplarının (CDS’lerin) büyüme oranıyla ilişkilendirilmesi: Türkiye örneği. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 67-78.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431. Doi: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. “2th ed”. New York (US): University of Alabama.
- Erben Yavuz, A. (2022). *CDS, OVX ve VIX endekslerinin Brics Ve Mist Ülke Borsa Endeksleri Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırmalı Analizi* (Master's thesis). Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Eren, M. ve Başar, S. (2016), Makroekonomik faktörler ve kredi temerrüt takaslarının BİST-100 endeksi üzerindeki etkisi: ARDL yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(3), 567-589.
- Erilli, N. ve Çamurlu, S. (2018). Kantil regresyon analizinde bootstrap tahmini. Erciyes Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Fen Bilimleri Dergisi, 35(2), 16-25.
- Evcı, S. (2020), Kredi temerrüt swapları ile Borsa İstanbul arasındaki eşbütütünleşme ilişkisinin analizi. *Gaziantep Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(1), 100-117.
- Granger, C. W. ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati, D. N. (2011). *Econometrics by example* (Vol. 1). New York: Palgrave Macmillan.
- İskenderoğlu, Ö. ve Balat, A. (2018), Ülke kredi notlarının CDS primleri üzerindeki etkisi: BRICS ülkeleri ve Türkiye üzerine bir uygulama. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12(2), 47-64.
- Kadooğlu Aydın, G. (2015). *Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde CDS primleri ile borsa kapanış endeksleri arasındaki etkileşimin incelenmesi* (Yayınlanmış Doktora Tezi). Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Koenker, R. ve Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, January, 46, 1.
- Koenker, R. ve Hallock, K.F. (2001). Quantile Regression: An Introduction. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143-156.
- Koenker, R. (2005). *Kantil Regression*. USA: Cambridge University Press.

- Marzano, M., Dunn, G. ve Constantinou, N. (2014). The relationship between credit default swap spreads and equity prices. *Journal of Risk*, 17(1).
- Moon, H. R. ve Perron, B. (2006). Seemingly unrelated regressions. *The new palgrave dictionary of economics*, 1(9).
- Norden, L. ve Weber, M. (2009). The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: An empirical analysis. *European financial management*, 15(3), 529-562. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2007.00427.x>
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. Doi: <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Sabkha, S. de Peretti, C. and Hmaied, D. (2019). On the informational market efficiency of the worldwide sovereign credit default swaps. *Journal of Asset Management*, 20(7), 581-608.
- Shear, F. and Butt, H. A. (2017). Relationship between stock and the sovereign CDS markets: A panel VAR based analysis. *South Asian Journal of Management Sciences*, 11(1), 52-67. Doi: <https://doi.org/10.21621/sajms.2017111.04>
- Şahin, E. E.ve Özkan, O. (2018). Credit default swap, exchange rates and BİST 100 index relationship: cointegration and causality analysis. *Hitit University Journal of Social Sciences Institute*, 11(3), 1939-1945. Doi: <https://doi.org/10.17218/hititsosbil.450178>
- Uzunoğlu, S. Özdurak, C. ve Dursun, S.(2020), Dış politik aktörlerle ilişkiler, döviz kuru ve CDS arasındaki ilişki: Türkiye örneği 2007-2020. *Maliye ve Finans Yazıları*, (114), 129-148.
- Wu C. F. J. (1986). Jackknife, Bootstrap and Other Resampling Methods in Regression Analysis. *Am. Of Stat.* 14(4): 1261-1295.
- Yenice, S. ve Hazar, A. (2014). Gelişmekte olan ülkelerdeki risk primleri ile menkul kıymet borsalarının etkileşiminin incelenmesi. 18. *Finans Sempozyumu Bildiriler Kitapçığı, Pamukkale*, 531-544. Doi: <https://doi.org/10.33203/mfy.746546>
- Yıldırım, H. H. ve Sakızcı, M., (2019), Portföy yatırımları ile CDS arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *Turkish Studies Social Sciences*, 14(5), 2777-2792. Doi: <https://doi.org/10.21547/jss.1193743>