

BRICS+T Ülkelerinde Sanayi Üretim Endeksi ve Kredi Temerrüt Takası Arasındaki İlişki: Konya Bootstrap Nedensellik Yaklaşımı

Hatice ALTINOK*
Ayşegül AKÇA**

Öz

Bu çalışmada BRICS+T ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika+ Türkiye) için Ocak 2016-Ekim 2020 dönemini kapsayan aylık sanayi üretim endeksi (IPI) ve kredi temerrüt takası (CDS) arasındaki nedensellik ilişkisi test edilmiştir. Bu iki değişken arasındaki nedenselliği test edebilmek için Konya (2006) bootstrap Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Bu testin uygulanabilmesi için panel verinin hem yatay kesitler arasında bağımlılığı hem de eğim katsayılarının heterojenliği sağlaması gerekmektedir. Çalışmanın sonucuna göre, Rusya ve Çin için kredi temerrüt takasından sanayi üretim endeksine nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Diğer taraftan, sanayi üretim endeksinden kredi temerrüt takasına nedensellik ilişkisi Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin için saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Sanayi Üretim Endeksi, Kredi Temerrüt Takası, Konya Bootstrap Granger Nedensellik Testi

*Arş.Gör., Anadolu Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, haltinok@anadolu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0002-1093-403X>

**Arş.Gör., Anadolu Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, aysegulsahin@anadolu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0002-4278-0266>

Makalenin Gönderilme Tarihi: 21.03.2021

Kabul Tarihi: 30.06.2021

The Relationship between Industrial Production Index and Credit Default Swaps in BRICS+T Countries: Kónya Bootstrap Causality Approach

Abstract

In this study, we test relationship between monthly industrial production index and credit default swaps for BRICS+T countries (Brazil, Russia, India, China, South Africa+ Turkey) over the period of January, 2016-October, 2020. In order to test the causality relationship between these two variables, we used the Kónya (2006) bootstrap Granger causality test. The panel data for this test must provide both cross-sectional dependency and slope heterogeneity. According to the results of the study, there is a causality relationship from credit default swaps to industrial production index for Russia and China. On the other hand, there are causality relationships from industrial production index to credit default swaps for Turkey, Brazil, Russia, India and China.

Keywords: *Industrial Production Index, Credit Default Swaps, Kónya Bootstrap Granger Causality Test*

JEL Classification Codes: *E44, F62, G24*

Giriş

Küresel finans piyasalarında kredi temerrüt takaslarının (CDS) önemi gün geçtikçe artmaktadır. CDS sözleşmeleri doksanlı yılların başında J.P. Morgan tarafından artan kredi riski transferi talebini karşılamak için tasarlanmıştır. Bu türden ilk örnek, 1994 yılında, J.P. Morgan tarafından piyasalara tanıtılıp kullanıma sunulmuştur (Augustin vd., 2014:4). Kredi temerrüt takası, bir alacaklının, belirli bir ücret ödeyerek alacağını sigorta ettirmesidir. Bu işlemde sigorta ettirmek için üçüncü kişilere ödenen ücrete CDS primi ya da CDS spread'i denilmektedir. Böylece alacaklı, alacağını tahsil edememe riskini CDS satıcısına devretmektedir (Danacı vd., 2017:68).

CDS alan taraf satan tarafa kredi işleminin gerçekleşmesi durumunda prim ödemesi yapmaktadır. Kredi temerrüt takas sözleşmelerinde işleyiş oldukça basittir. Bir firmanın kullandığı krediden kaynaklanan kredi riskini banka, kredi temerrüt takas sözleşmesi yaparak belirli bir bedel (faiz) karşılığında, üçüncü kişi veya kurumlara devredebilir. Firma kullandığı krediyi ödediğinde, riski üstlenen kurum ya da kişiye ödenen bedel dışında herhangi bir ödeme olmaz ve sözleşme sona erer. Ancak firma krediyi geri ödeyemezse riski üstlenen kişi ya da kurum, takas sözleşmesinde belirtilen tutarı bankaya geri ödemekle yükümlüdür. Kredi temerrüt takaslarında en önemli konu ödenecek primin büyüklüğüdür. Bu prim kişinin, firmanın ve hatta ülkenin yükümlülüklerini yerine getirememe olasılığına bağlı olarak belirlenmektedir.

CDS primlerinin belirlenmesinde ülkenin ekonomik büyümedeki sorunları, işsizlik oranı, enflasyon oranı ve faiz oranlarının yükselmesi,

borç/GSYİH oranının artması, ülkenin döviz rezervlerinin azalması ve siyasi ve ekonomik belirsizlikler etkilidir (Ayaydın vd., 2018:175). Bu faktörlerde yaşanacak olumsuz gelişmeler CDS primlerini artırırken tersi durum CDS primlerini azaltmaktadır.

GSYİH'ye katkısındaki önemi açısından ekonominin arz cephesindeki dinamikleri büyük ölçüde yansıtan sanayi üretim endeksi oluşumu ve seyri ile ülkedeki sanayi üretiminin yapısını ve üretim hacmindeki değişimleri değerlendirmek amacıyla kullanılmaktadır. GSYİH ile sergilediği yüksek korelasyon nedeni ile sanayi üretim endeksindeki değişimler ekonomik konjonktürün seyrini önemli ölçüde etkilemekte, sanayi üretimindeki artışlar ekonomik büyümeye pozitif katkıda bulunmaktadır. İstikrarlı ve yüksek oranlı ekonomik büyüme ise yatırımlar için uygun ortam oluşturduğundan ülkeye yapılacak yatırımların cazibesini artırmaktadır. Şüphesiz bir ülkede gerçekleşecek yerli ve yabancı yatırımların hacmi sadece sanayi üretim endeksinin seyrine göre belirlenmemektedir. Kredi temerrüt takası primleri ülkeye yapılacak olan yerli ve yabancı yatırımları etkileyerek ülkenin ekonomik büyümesinde önemli rol oynamaktadır. Ayrıca ülkedeki kredi temerrüt takası primlerinin yanı sıra yatırımcılar söz konusu ülkenin ekonomik ve politik belirsizlikleri ve diğer önemli makroekonomik göstergeleri de göz önüne almaktadır (Kırca ve Yıldız, 2020:18).

Küreselleşmenin hızlanması uluslararası ticaretin ölçeğini sürekli olarak genişletmiş ve uluslararası sermaye akışını hızlandırmıştır. Bu süreçte daha yakın, daha kapsamlı ve daha güçlü ortaklık arayışları başlamıştır (Huang vd., 2020). Bu amaçla kurulan uluslararası bir organizasyon olan BRICS, ekonomik ve demografik ölçekleri nedeniyle küresel pazarlarda oldukça önemli bir coğrafyayı temsil etmektedir. BRICS ülkeleri buldukları bölgenin en büyük ve en hızlı büyüyen ekonomileri olmalarının yanında kendi aralarında da çok sayıda ortak özellik sergilemektedirler. Çin, Asya'daki en büyük ekonomiye sahiptir. Rusya Federasyonu, dünyanın önde gelen ülkelerinin oluşturduğu G8 üyesidir ve Hindistan, Asya'daki üçüncü büyük ekonomiye sahiptir. Güney Afrika, Afrika'daki en büyük ikinci ekonomiye sahipken Brezilya Güney Amerika'daki en büyük ekonomiye sahiptir (Karakurt, 2020:2). BRICS ülkeleri, dünya nüfusunun yaklaşık %42'sini, dünya kara kütesinin yaklaşık %30'unu ve dünya ticaret hacminin yaklaşık %17'sini oluşturmaktadır. Bu özellikleri nedeniyle BRICS'in güçlü bir organizasyon olduğu ifade edilmektedir. 2000'li yıllarda ekonomik anlamda hızlı bir büyüme gerçekleştiren beş gelişmekte olan ekonomiyi oluşturan BRICS ülkeleri, 2008 krizi ve ardından gelen ekonomik küçülme dönemi sırasında gösterdikleri parlak performans ve esneklik nedeniyle dikkat çekmiştir (Vandemoortele vd., 2013:1).

Kredi temerrüt takası primi ve sanayi üretim endeksi değişkenlerinin ülkeye yapılacak olan yatırımlarda dolaylı olarak bir etkisinin olduğu bilinmektedir. Ayrıca kredi temerrüt takas primleri ülke riskini göstermesinden dolayı da önemlidir. Bu nedenle iki değişken arasındaki

ilişkinin analizi başta ülkenin ekonomik büyüme performansı olmak üzere ülke ekonomisiyle ilgili çok sayıda makroekonomik gösterge açısından önem arz etmektedir. Dolayısıyla kredi temerrüt takası primleri ile sanayi üretim endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ülkeler için önemlidir. Nitekim mevcut çalışmalarda kredi temerrüt takası ile çeşitli makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin incelendiği görülmektedir. BRICS+T ülkeleri için kredi temerrüt takası primleri ve sanayi üretim endeksi verileri incelendiğinde genel olarak verilerin aynı yönlü olduğu incelenmiş; ancak son dönemde bu ülkeler için bu ilişkinin zıt yönlü olduğu gözlemlenmiştir. Bu demektir ki, bu dönemde CDS primlerinde ciddi bir artış yaşanması sanayi üretim endeksini olumsuz etkilemiştir. Bu çalışmada da BRICS+T ülkeleri için kredi temerrüt takası primleri ile sanayi üretim endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinin analiz edilmesi amaçlanmaktadır.

Çalışma literatür, veri seti ve model, yöntem ve ampirik bulgular olmak üzere üç başlıktan oluşmaktadır. Çalışmanın literatür kısmında konu ile ilgili yurt içinde ve yurt dışında yapılan çalışmalar ve elde edilen sonuçlardan bahsedilmiştir. İkinci bölümde veri seti ve uygulamada kullanılan model açıklanmıştır. Üçüncü bölümde tahmin yöntemine ve analiz sonucunda ortaya konulan ampirik bulgulara yer verilmiştir. Son bölüm ise elde edilen ampirik bulguların değerlendirilmesine ayrılmıştır.

1. Literatür

CDS primleri özellikle 2008 yılından sonra birçok çalışmaya konu olmuştur. Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde CDS primini belirleyen faktörler üzerinde yoğunlaşma olduğu görülmektedir. Söz konusu çalışmalarda CDS primleri ile temel makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenen oranlar (borç/GSYİH, dış ticaret açığı/GSYİH vb.) aracılığı ile incelendiği görülmektedir. CDS primleri ülke ve firma bazlı değerler olarak ikiye ayrılmaktadır. Ülke riskinin ölçülmesinde ve ülkeye yönelik risk algısının yönetilebilmesinde CDS primleri oldukça etkili iken firmalar açısından CDS primleri firmaların borçlanma maliyetlerinin belirlenmesi nedeniyle önem taşımaktadır. Literatürde yer alan çalışmaların çoğu kredi temerrüt takaslarının (CDS) ülke riski açısından önemli bir gösterge olduğunu ileri sürmektedir. Bu bölümde literatürde yer alan CDS primleri ile ilgili yapılmış çalışmalar, elde ettikleri sonuçlar ve kapsadıkları değişkenler bağlamında kısaca gözden geçirilecektir.

Tang ve Yan (2009), 1997-2006 yılları arasını kapsayan çalışmalarında büyüme oranı, büyüme oynaklığı, yatırımcı duyarlılığı gibi değişkenlerin ülke CDS primleri üzerindeki etkisini ölçmeye çalışmışlardır. CDS primleri ile GSYİH büyümesi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu tespit etmişler; ayrıca sistematik riskin düştüğü ve yatırımcı risk iştahının arttığı dönemlerde CDS primlerinin de düştüğüne işaret etmişlerdir.

Anton (2011), gelişmekte olan Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinde, Avrupa borç krizi sırasında CDS primlerinin belirleyiciliğini incelemiştir. CDS

primleri; yatırımcıların risk iştahı, kredi notu düşüklüğü, ekonomik temeller ve yayılma etkisi tarafından belirlenmektedir. Çalışmada, borç/GSYİH oranı, reel GSYİH değişme oranı ve bütçe açığı/GSYİH gibi temel makroekonomik göstergelerin Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinin CDS primlerinin gelişimi üzerinde düşük bir etkiye sahip olduğu kanıtlanmıştır.

Longstaff vd. (2011), içinde Türkiye'nin de bulunduğu 26 ülkeyi kapsayan çalışmalarında, CDS büyümelerinin hem risk primi hem de temerrüt riski bileşenlerinin küresel makroekonomik faktörlerle güçlü bir şekilde ilişkili olduğunu belirlemişlerdir. Çalışmanın sonucunda risk primi oynaklığının CDS primlerinin üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Sand (2012), bağımsız CDS farklarının makroekonomik belirleyicilerini incelediği çalışmasında, 2007-2011 dönemleri için Euro bölgesine ait verileri kullanmış, CDS farklarının boyutu üzerinde önemli ve rasyonel bir etkiye sahip yedi açıklayıcı değişkenin olduğunu tespit etmiştir. Bu değişkenler enflasyon oranı, borç/GSYİH oranı, cari açık/GSYİH oranı, hanehalkı borcu/GSYİH oranı, risksiz faiz oranı, risk iştahı ve reel döviz kuru şeklindedir. Çalışmada, enflasyon oranının, borç/GSYİH oranının ve hanehalkı borcu/GSYİH oranının CDS farklarıyla pozitif yönde ilişkili olduğu sonucuna varılırken cari açık/GSYİH oranının, risksiz faiz oranının, risk iştahının ve reel döviz kurunun negatif yönde ilişkili olduğu görülmüştür.

Aizenman vd. (2013), 2008-2009 küresel finansal krizini kapsayan 2004-2012 dönemine ait 20 ülke için yaptıkları çalışmada, gelişmekte olan piyasaların kredi temerrüt takası primlerinin belirleyicilerine yönelik çeşitli makroekonomik göstergeleri ampirik olarak değerlendirmişlerdir. Çalışmanın sonucunda enflasyon oranı, devlet kırılabilirliği, dış borç ve emtia ticaret hadlerinde oynaklığın pozitif yönde ilişkili olduğu bulunurken ticarete açıklık ve daha elverişli mali denge/GSYİH oranı, devletin CDS primleri ile negatif olarak ilişkili olduğu sonucuna varılmıştır.

Kargı (2014), 2005-2013 dönemine ait çeyreklik verileri kullanarak GSYİH, faiz oranı ve CDS primleri arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi için analizinde, CDS, GSYİH ve faiz oranı değişkenleri arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Çalışmada Kargı, CDS verileri ile GSYİH arasında kısa vadede ilişki olmadığını, iki değişken arasında uzun vadede bir ilişki olduğunu belirtmiştir.

Bozkurt (2015), Türkiye için finansal istikrar ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi ortaya koymak ve finansal istikrar göstergelerinin CDS primleri üzerindeki etkisini analiz etmek için 2002-2014 dönemine ait aylık verileri kullanarak çalışma yapmıştır. Yapılan analiz sonucunda, finansal istikrar göstergelerinin CDS primleri üzerinde etkili olduğunu ve finansal istikrar ile CDS primleri (ülke riski) arasındaki ilişkinin beklendiği gibi negatif yönlü olduğu kanıtlanmıştır.

Kocsis ve Monostori (2016), CDS yayılmalarının belirleyicilerini Doğu Avrupa verilerinden oluşan bir veri seti ile araştırmakta; Polonya, Rusya ve Türkiye için CDS yayılmalarının ülkelere özgü temellerine odaklanmaktadır. Çalışmada, CDS yayılmalarını açıklamada küresel faktörlerden çok yerel temellerin daha önemli olduğu ve bu nedenle CDS yayılmalarının ülke risk primi için bir gösterge olarak kullanılabilmesi belirtilmiştir.

Baltacı ve Akyol (2016), Türkiye'nin de içinde bulunduğu gelişmekte olan ülkeleri inceledikleri çalışmada CDS primleri ve çeşitli makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin finansal kırılganlığı söz konusu olduğunda, CDS primleri üzerinde hangi makroekonomik değişkenlerin etkisinin olduğunun belirlenmesi önemlidir. Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) ile yaptıkları analiz sonucunda seçilen ülkelerde cari açığı artışı, GSYİH büyüme oranlarının, reel faiz oranlarının, enflasyon oranlarının ve S&P Global Reit Endeksindeki yıllık pozitif değişimlerin CDS primleri üzerinde önemli düzeyde etkisi olduğu sonucuna varılan çalışmada ayrıca bu değişkenler arasında ekonomik büyüme oranının CDS primleri üzerinde en fazla etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Danacı vd. (2017), Türkiye için 2009-2015 yılları arasındaki çeyreklik verilerle, CDS primleri ile ekonomik büyüme rakamları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Analiz sonucunda Toda-Yamamoto nedensellik testine göre CDS primlerinden büyümeye doğru nedensellik ilişkisi bulunmuşken bootstrap tabanlı Toda-Yamamoto nedensellik testine göre ise ekonomik büyüme ile CDS primleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Bu çalışmanın sonucunda, CDS primlerinin ekonomik büyümeyi etkilediği yönündeki hipotez doğrulanmıştır.

Kılıcı (2017), 2010-2016 yılları arasındaki Türkiye verilerini kullanarak yaptığı çalışmada, ülke kredi riskinin artmasına yol açan makroekonomik değişkenler ve finansal değişkenler ile ülke CDS primleri arasındaki ilişkiyi analiz etmek için eşbütünleşme testi gerçekleştirmiştir. Kılıcı, Türkiye için 5 yıllık CDS primleri ile büyüme, işsizlik, enflasyon ve cari açık gibi makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkinin zayıf olduğu ve söz konusu değişkenlerin açıklayıcı gücünün yeterli olmadığı sonucuna ulaşmış, finansal göstergelerden biri olan BIST 30'daki değişimler ile CDS primleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. Buradan hareketle Türkiye CDS primindeki değişimde özellikle bankacılık sektörünün önemli bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ayaydın vd. (2018), 2009-2016 yıllarına ait çeyrek dönemlik verileri kullanarak Türkiye için CDS primlerini etkileyen makroekonomik değişkenleri belirlemeye çalışmışlardır. EKK (en küçük kareler) yöntemi ile yapılan tahmin sonucunda CDS primlerini etkileyen faktörlerin; faiz oranı, ekonomik büyüme, enflasyon oranı, dış borç hacmi ve BIST100 hisse senedi getirileri olduğunu tespit etmişlerdir.

Altıntaş ve Okuyan (2018), kırılğan beşli ülkeler (Türkiye, Arjantin, Mısır, Pakistan ve Katar) üzerine yaptıkları çalışmada ülkelerin üçer aylık CDS primleriyle büyüme rakamları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Araştırma sonucunda, Katar ve Pakistan için büyümeden CDS'ye tek yönlü bir nedensellik saptanmışken Türkiye, Arjantin ve Mısır için CDS primleri ile büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Aksoyly ve Görmüş (2018), Türkiye'nin de yer aldığı 9 gelişmekte olan ülkenin verilerini kullanarak 2005-2015 yıllarını kapsayan bir analiz yapmıştır. Çalışmada CDS primleri ile ABD doları döviz kuru, ABD 10 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranı ve VIX endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre VIX endeksinden CDS primlerine doğru Filipinler, Arjantin, Endonezya, Malezya ve Polonya için nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır. Ayrıca çalışmada yer alan çoğu ülke için CDS primleri ile VIX endeksi arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Hatemi-J testi sonuçlarına göre pozitif şoklarda Arjantin, Endonezya ve Portekiz için, negatif şoklarda ise Arjantin, Endonezya, Filipinler, Portekiz, Polonya ve Türkiye'nin de içinde bulunduğu 6 ülke için nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Akyol ve Baltacı (2019), Türkiye'nin CDS primlerini etkileyen ülke içi ve ülke dışı değişkenlerin neler olduğunu tespit etmeye çalışmışlardır. 2005-2018 yılları arası verilerle ARDL sınır testi yaklaşımını kullandıkları çalışmada Türkiye'nin CDS primlerini etkileyen değişkenlerin, yurt içi reel faiz oranı, BIST100 endeks getirileri, cari işlemler dengesi, enflasyon oranı ve ülkeye yapılan portföy yatırımları olduğu sonucuna varmışlar, CDS primlerini etkileyen küresel değişkenlerin ise VIX endeksi, FED faiz oranları, petrol fiyatları ve ABD ekonomik/parasal politika belirsizlikleri olduğunu belirlemişlerdir.

Yenice vd. (2019), Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika (BRICS) ülkeleri ile Türkiye'deki hisse senedi ve tahvil piyasası ile CDS primleri arasındaki uzun dönem ilişkiyi incelemek amacıyla yaptıkları çalışmada eşbütünleşme testi ve nedensellik analizlerinden yararlanmışlardır. Nedensellik test sonuçlarına göre, Türkiye'de hisse senedi piyasasından tahvil piyasasına, tahvil piyasasından CDS primlerine doğru Granger tipi nedensellik söz konusudur.

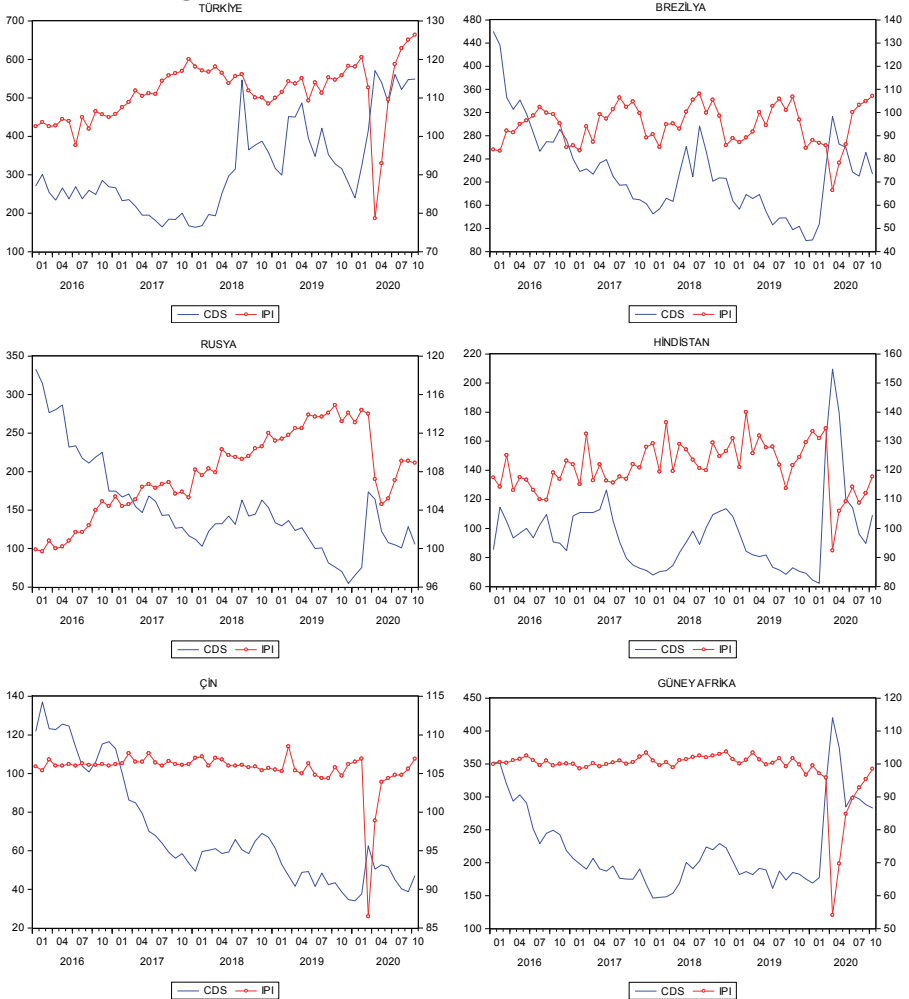
Akın ve Işıklı (2020), CDS primleri ile ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişkiyi 2007-2018 dönemine ait çeyreklik veriler kullanarak Kapetanios (2005) birim kök testi, Maki (2012) eşbütünleşme testi ve Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye'nin CDS primleri (risk algısı) makroekonomik değişkenlerden etkilenmektedir. Çalışmada, cari açığın ve ekonomik daralmanın ülkenin dış borçlanma risk primini ve CDS oranlarını artırdığına yönelik sonuçlara ulaşılmıştır.

Gül (2020), 2008-2019 çeyrek dönemlik verileri için Türkiye'nin CDS primleri ve makroekonomik değişkenleri (büyüme oranı, enflasyon oranı, dış borç) arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Test sonuçlarına göre enflasyon oranından CDS primlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin tespit edildiği çalışmada ayrıca CDS primlerinin dış borcun Granger nedeni olduğu ve CDS primleri ile büyüme oranları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

2. Veri Seti ve Model

Çalışmada analiz kapsamına alınan ülkelere ait CDS primleri ile Sanayi Üretim Endeksi verileri kullanılmaktadır. Şekil 1 ülke bazında söz konusu değişkenlerin inceleme dönemindeki (2016.M1-2020.M10) seyirlerini göstermektedir.

Şekil 1: Değişkenlere Ait Grafikler



Verilerin tamamında 2020 yılının Mart-Mayıs aylarında kırılmalar izlenmektedir. Şekil 1'den de görüleceği gibi, Covid-19 pandemisinin ortaya çıkmasıyla birlikte, özellikle ilk kırılmanın gerçekleştiği Mart ayında, ülkelerin kredi temerrüt takası primlerinin değerlerinin arttığı ve sonraki aylarda sanayi üretim endekslerinin düştüğü görülmektedir.

Bu çalışmada Konya (2006) bootstrap Granger nedensellik yöntemi kullanılarak BRICS+T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerinin 2016.M01-2020.M10 dönemi için aylık kredi temerrüt takası ile ekonomik büyümeyi temsilen sanayi üretim endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Kullanılan tarih aralığı her ülkenin verilerinin elde edilebilirliğine bağlı olarak seçilmiştir. Tablo 1'de çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin veri kaynakları¹ yer almaktadır.

Tablo 1: Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişken	Değişkenin Tanımı	Kaynak
CDS	Kredi Temerrüt Takası (Endeks olarak hesaplanmaktadır)	https://www.investing.com/ Bloomberg Veri Tabanı
IPI	Sanayi Üretim Endeksi	https://stats.oecd.org/

Değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde kullanılan eşitlikler aşağıdaki gibidir:

$$CDS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IPI_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$IPI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CDS_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

(1) numaralı eşitlikte α_0 sabit terimi, α_1 katsayısı IPI değişkeninde meydana gelen değişimin CDS değişkenini nasıl ve ne kadar değiştirdiğini ve $u_{i,t}$ ise artık terimini göstermektedir. (2) numaralı eşitlikte β_0 sabit terimi, β_1 katsayısı CDS değişkeninde meydana gelen değişimin IPI değişkenini nasıl ve ne kadar değiştirdiğini ve $e_{i,t}$ ise artık terimini ifade etmektedir. (1) ve (2) numaralı eşitliklerde yer alan i panelde yer alan ülke sayısını, t ise panelin zaman boyutunu göstermektedir. Tablo 1'de de gösterildiği üzere (1) ve (2) numaralı eşitliklerde yer alan değişkenler düzeylerinde kullanılmıştır.

3. Yöntem ve Ampirik Bulgular

Granger tipi nedensellik; gecikmeli bir değişkenin diğer değişkeni tahmin etmesinde yardımcı olmasıdır. Panel veri setinde Granger nedenselliğin varlığını test edebilmek için iki özelliğin verilerde bulunuyor olması gerekmektedir (Ajovin-Puente ve Navarro-Sanso, 2015:68). Bu yüzden öncelikle yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik şartlarının sağlanıp sağlanmadığı kontrol edilmiş, sonrasında ilk adımdaki sonuçlara göre, panel veri setine uygun olan Konya (2006) tarafından geliştirilen Konya bootstrap Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir.

¹<https://stats.oecd.org/> (Erişim Tarihi: 03.02.2021)

<https://www.investing.com/> (Erişim Tarihi: 03.02.2021)

<https://www.bloomberght.com/ekonomik-veri-programi> (Erişim Tarihi: 03.02.2021)

Konya (2006) bootstrap Granger nedensellik testinin bazı avantajları söz konusudur. Birincisi, değişkenler için birim kök testi ve eşbütünleşme testlerinin gerekmemesidir. Bundan dolayı bütün değişkenler düzey seviyede kullanılabilir. Değişkenlerin düzey seviyelerinden farklı olarak başka formlarda kullanılması serilerde trend dinamiklerin kaybolmasına neden olabilir. Bu testin ikinci avantajı ise değişkenler arasında eş zamanlı korelasyonun varlığını kabul etmesidir (Mutascu, 2015:2; Zhang vd., 2016:940).

Kredi temerrüt takası primi ve sanayi üretim endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılabilmesi için yatay kesit bağımlılığı ve homojenite özelliklerini kontrol etmek gerekmektedir.

3.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Yatay kesit bağımlılığı, ülkelerin herhangi birinde yaşanan bir olumlu veya olumsuz şokun diğer ülkeleri de etkilemesi durumudur. Panel veri setine ait olan değişkenlerin yatay kesitler arası bağımlılıklarının test edilebilmesi için Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen LM_{adj} testi ve Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD testi kullanılmıştır. Breusch-Pagan LM testi zaman boyutu yatay kesit boyutundan çok büyük olduğu durumlarda ($T > N$) kullanılır. Pesaran LM_{adj} testi zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğu durumlarda ($T > N$) geçerlidir; ancak aradaki farkın çok büyük olmaması gereklidir. Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD testinde ise yatay kesit boyutu zaman boyutundan büyük olması ($N > T$) durumunda uygulanan bir test istatistiğidir.

LM testi, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilmiş olan yatay kesit bağımlılığını ölçen bir testtir. Modelin tahmin edilebilmesi için gerekli olan SUR (seemingly unrelated regression) sistemindeki panel eşitliğinin oluşturulması lazımdır:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + u_{it} ; i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Eşitlik (3)'de x_{it} , modelde yer alan bağımsız değişkenlerin $k \times 1$ boyutlu vektörünü, α_i ve β_i' ise sırasıyla sabit terimi ve eğim katsayısını ifade etmektedir. LM testinin hipotezleri;

$$H_0: Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0, \forall t, i \neq j$$

$$H_1 \neq Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0, \exists t, i \neq j$$

şeklinindedir. LM testinin boş hipotezi (H_0), hata terimleri arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığını ifade etmektedir. Alternatif hipotez (H_1) ise hata terimleri arasında yatay kesit bağımlılığının varlığını kabul etmektedir. LM testi asimptotik olarak $N(N-1)/2$ serbestlik derecesine ve ki-kare dağılımına sahiptir. Boş hipotezi test edebilmek için (4) numaralı eşitlikte gösterilen test istatistiği kullanılır:

$$LM = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 \rightarrow \chi^2 \frac{N(N-1)}{2} \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte yer alan $\hat{\rho}_{ij}^2$, her ülke için (3) numaralı eşitlikte yer alan artık terimlerin çift yönlü korelasyonunun örnek tahminidir. Ayrıca

asimptotik olarak χ^2 şeklinde dağılan test istatistiğinde bütün (i, j) durumları için N değeri sabitken $T_{ij} \rightarrow \infty$ şeklindedir:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (5)$$

(5) numaralı eşitlikte e_{it} , EKK (en küçük kareler yöntemi) ile elde edilen hata terimidir.

CD testinin boş hipotezi, yatay kesit bağımlılığı yoktur ($T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$) şeklinde olup istatistiği (6) numaralı eşitlik aracılığı ile hesaplanmaktadır:

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij}) \rightarrow N(0,1) \quad (6)$$

Bu eşitlikte her bir durumda $T_{ij} \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olacağı için asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir.

Daha önce belirtildiği gibi Breusch-Pagan LM testi panel veri setinde yatay kesit boyutunun çok büyük olduğu durumlarda geçerli değildir. Pesaran (2004) ilgili değişkenin ortalamasını ve varyansını test istatistiğine ekleyerek LM testinin düzeltilmiş halini geliştirmiştir:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

Bu testte temel olarak $T_{ij} \rightarrow \infty$ ve daha sonra $N \rightarrow \infty$ olmak üzere asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir.

Yatay kesit bağımlılığı testleri uygulandıktan sonra ulaşılan olasılık değeri (p - value) eğer 0,05 değerinden küçük ise %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Konya (2006) bootstrap nedensellik testinin ilk aşaması yatay kesit bağımlılığının tespitidir. Çalışmada yer alan ülkelerin yatay kesitler arasındaki korelasyonların bağımlılığının varlığı, zaman boyutu ($T=58$) kesit biriminden ($N=6$) büyük olduğundan Breusch ve Pagan'ın (1980) LM ve Pesaran'ın (2004) geliştirdiği CD ve LM_{adj} testleri aracılığı ile araştırılacaktır.

(1) ve (2) numaralı eşitliklere ait yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Metod	Test istatistiği	p-değeri
Yatay Kesit Bağımlılığı ((1) numaralı eşitlik için)		
LM test	870,0000**	0,0000
CD test	29,49576**	0,0000
LM_{adi} test	155,0055**	0,0000
Yatay Kesit Bağımlılığı ((2) numaralı eşitlik için)		
LM test	870,0000**	0,0000
CD test	29,49576**	0,0000
LM_{adi} test	155,0055**	0,0000

Tablo 2'deki sonuçlara göre her iki test sonucunda da p-değerleri 0,05'den küçük olduğundan paneli oluşturan BRICS+T ülkeleri arasında yatay kesit bağımlılığı olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Böylece panelde yer alan BRICS+T ülkeleri arasında bağımlılık olduğu sonucuna varılır. Bu demektir ki, çalışmada yer alan BRICS+T ülkelerinden birinde meydana gelen ya da gelecek olan bir şok diğer ülkeleri de etkileyecektir.

3.2. Homojenite Testi

Konya (2006) bootstrap Granger nedensellik testinde ikinci aşamada paneli oluşturan ülkeler arasındaki eğim katsayılarının yatay kesitlere karşı homojen mi heterojen mi dağıldığı test edilmektedir. $T > N$ olduğu zaman Wald testi bu özelliğin tespiti için uygun bir seçenektir. Homojenite testinde boş hipotez bütün eğim katsayılarının birbirine eşit olduğu ve alternatif hipotezi ise en azından bir eğim katsayısının diğerlerinden farklı olduğudur. Ülkeler arasındaki heterojenliğin tanımlanması gerektiğini ilk kez Swamy (1970) aşağıdaki eşitlikle ifade etmiştir:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N \left((\hat{\beta}_i - \widehat{\beta}_{WFE}) \right)' \frac{x_i' M_T x_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \widehat{\beta}_{WFE}) \quad (8)$$

Eşitlik (8)'de yer alan $\hat{\beta}_i$, havuzlanmış (pooled) EKK'nın tahmincisi, $\widehat{\beta}_{WFE}$, ağırlaştırılmış sabit efekt tahmincisine dayalı olarak hesaplanan değer, M_T , tanımlanmış bir matriks, $\hat{\sigma}_i^2$ ise σ_i^2 'nin tahmincisidir.

Pesaran ve Yamagata (2008), (8) numaralı eşitlikte yer alan Swamy testini geliştirerek (9) numaralı eşitlikte yer alan delta testini ($\tilde{\Delta}$) üretmiştir:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (9)$$

(9) numaralı eşitlikte yer alan N panel veri yatay kesit sayısını, \tilde{S} Swamy test istatistiğini ve k bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir. Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen (9) numaralı eşitlikteki test istatistiği daha küçük örneklem için uygulanırken daha büyük örneklem için düzeltilmiş delta testini ($\tilde{\Delta}_{adj}$) geliştirmişlerdir. Düzeltilmiş delta testi;

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{it})}{\sqrt{var(\tilde{z}_{it})}} \right) \quad (10)$$

eşitliği aracılığı ile hesaplanmaktadır. (10) numaralı eşitlikte yer alan $E(\tilde{z}_{it}) = k$ ortalamayı ve $var(\tilde{z}_{it}) = 2k(T - k - 1)/(T + 1)$ varyansı göstermektedir.

(1) ve (2) numaralı eşitliklere ait BRICS+T ülkeleri için homojenite test sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Homojenite Test Sonuçları

Metod	Test istatistiği	p-değeri
Delta Test Sonuçları ((1) numaralı eşitlik için)		
$\tilde{\Delta}$ testi	13,096**	0,000
$\tilde{\Delta}_{adj}$ testi	13,442**	0,000
Delta Test Sonuçları ((2) numaralı eşitlik için)		
$\tilde{\Delta}$ testi	12,726*	0,082
$\tilde{\Delta}_{adj}$ testi	13,062*	0,063

Tablo 3'e göre, "eğim katsayıları homojendir" boş hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve eğim katsayıları yatay kesitler arasında değişkenlik gösterdiğinden heterojen oldukları sonucuna varılmaktadır.

3.3. Konya (2006) Bootstrap Granger Nedensellik Testi

Panel veri setinde yer alan ülkeler için hem yatay kesitler arasında bağımlılık hem de eğim katsayıları arasında heterojenlik söz konusu olduğundan Konya (2006) tarafından geliştirilen bootstrap Granger nedensellik testi uygulanabilir.

Konya'nın (2006) ortaya atmış olduğu bootstrap Granger nedensellik testi, zaman serisi modellerinin tersine görünüşte ilişkisiz regresyon (SUR) sistemine dayanmaktadır. Bu durumda yatay kesitler arasında bağımlılık olduğu durumda EKK (en küçük kareler) yönteminden daha etkili bir yöntem olmaktadır. Bu test ile ülkelere özgü bootstrap kritik değerleri ile Wald testine dayanarak nedenselliğin yönü belirlenmektedir. Panel veri setinde yer alan her bir ülke için ayrı bootstrap kritik değeri hesaplandığından ortak bir hipotez kullanılmaz (Konya, 2006:979). Ayrıca ülkelere özgü bootstrap kritik değerleri kullanıldığından değişkenlerin durağan olmasına gerek yoktur; eşitlik sisteminde yer alan her değişken düzey seviyelerinde kullanılır.

Konya (2006) bootstrap panel nedensellik yaklaşımında yer alan eşitlik sistemi;

$$\begin{aligned} CDS_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{mCDS_1} \lambda_{1,1,i} CDS_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{mIPI_1} \mu_{1,1,i} IPI_{1,t-1} + \varepsilon_{1,1,t} \\ CDS_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{mCDS_1} \lambda_{1,2,i} CDS_{2,t-1} + \sum_{i=1}^{mIPI_1} \mu_{1,2,i} IPI_{2,t-1} + \varepsilon_{1,2,t} \\ &\vdots \\ CDS_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{mCDS_1} \lambda_{1,N,i} CDS_{N,t-1} + \sum_{i=1}^{mIPI_1} \mu_{1,N,i} IPI_{N,t-1} + \varepsilon_{1,N,t} \end{aligned} \quad (11)$$

ve

$$\begin{aligned} IPI_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{i=1}^{mIPI_2} \mu_{2,1,i} IPI_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{mCDS_1} \lambda_{2,1,i} CDS_{1,t-1} + \varepsilon_{2,1,t} \\ IPI_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{i=1}^{mIPI_2} \mu_{2,2,i} IPI_{2,t-1} + \sum_{i=1}^{mCDS_1} \lambda_{2,2,i} CDS_{2,t-1} + \varepsilon_{2,2,t} \\ &\vdots \\ IPI_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{i=1}^{mIPI_2} \mu_{2,N,i} IPI_{N,t-1} + \sum_{i=1}^{mCAD_1} \lambda_{2,N,i} CDS_{N,t-1} + \varepsilon_{2,N,t} \end{aligned} \quad (12)$$

şeklinindedir. (11) ve (12) numaralı eşitlik sistemlerinde N ülke sayısını ($i = 1, 2, \dots, 6$), t zaman aralığını (2016.M01, 2016.M02, ..., 2020.M10) ve l ise gecikme uzunluğunu göstermektedir. Eşitlik sisteminde bulunan $\varepsilon_{1,1,t}, \varepsilon_{1,2,t} \dots \varepsilon_{1,N,t}$ ve $\varepsilon_{2,1,t}, \varepsilon_{2,2,t} \dots \varepsilon_{2,N,t}$ hata terimleridir. Her bir ülke için eşitlik sistemindeki CDS ve IPI değişkenleri için maksimum gecikme sayısı söz konusudur.

(11) ve (12) numaralı eşitlik sistemi, her ülke için ayrı ayrı tek yönlü ve çift yönlü Granger nedensellik testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. Eğer (11) numaralı eşitlik sistemindeki $\mu_{1,N,i}$ 'lerin hepsi sıfırdan farklı ve (12) numaralı eşitlik sistemindeki $\lambda_{2,N,i}$ 'lerin hepsi sıfıra eşitse her bir ülke

için sanayi üretim endeksinden kredi temerrüt takasına tek yönlü nedensellik söz konusudur. Eğer (12) numaralı eşitlik sistemindeki $\mu_{1,N,i}$ 'lerin hepsi sıfırdan farklı ve (11) numaralı eşitlik sistemindeki $\lambda_{2,N,i}$ 'lerin hepsi sıfıra eşitse her bir ülke kredi temerrüt takasından sanayi üretim endeksine tek yönlü nedensellik vardır. Sanayi üretim endeksi ile kredi temerrüt takası arasında çift yönlü nedenselliğin söz konusu olabilmesi için tüm $\mu_{1,N,i}$ ve $\lambda_{2,N,i}$ 'lerin sıfırdan farklı olması gerekir. Eğer tüm $\lambda_{2,N,i}$ ve $\mu_{1,N,i}$ 'ler sıfıra eşitse kredi temerrüt takası ve sanayi üretim endeksi arasında herhangi bir nedensellik söz konusu değildir (Kónya, 2006:980).

3.4. Ampirik Bulgular

Tablo 2 ve Tablo 3'te yer alan sonuçlara göre hem yatay kesitler arasında bağımlılık söz konusu olduğundan hem de eğim katsayıları yatay kesitler arasında heterojen dağıldığından her bir ülke için ayrı ayrı nedensellik sonucunu veren Kónya (2006) bootstrap nedensellik testi panel verisi için uygulanabilir. Kónya'nın (2006) yaklaşımına göre, Granger nedenselliği uygulayabilmek için her bir ülkeye ait bootstrap kritik değerler elde edilmiştir. Kónya (2006) bootstrap Granger nedensellik testlerinin sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4: Kónya Bootstrap Granger Nedensellik Testi Sonuçları

$H_0: CDS \Rightarrow IPI$ $H_1: CDS \rightarrow IPI$				
Ülkeler	Wald istatistiği (p-değeri)	Bootstrap kritik değerleri		
		%1	%5	%10
Türkiye	0,22699974 (0,63376)	3,61613	3,61613	2,65940
Brezilya	0,17372318E-01 (0,89514)	2,48659	2,48659	1,49378
Rusya	4,2982865** (0,03815)	5,70327	5,70327	5,12971
Hindistan	1,6834745 (0,19446)	6,60440	6,60440	5,00281
Çin	10,535599*** (0,00117)	3,53059	3,53059	1,09141
Güney Afrika	0,42021889E-01 (0,94381)	3,49444	3,49444	2,32788
$H_0: IPI \Rightarrow CDS$ $H_1: IPI \rightarrow CDS$				
Ülkeler	Wald istatistiği (p-değeri)	Bootstrap kritik değerleri		
		%1	%5	%10
Türkiye	3,2011470* (0,07359)	4,83874	4,83874	1,93693
Brezilya	3,4425913* (0,06354)	8,84802	8,84802	2,79331
Rusya	6,7953931*** (0,00914)	3,30407	3,30407	3,10326
Hindistan	9,110126*** (0,00243)	1,85333	1,85333	1,34951
Çin	4,1006299** (0,04287)	1,89764	1,89764	1,86808
Güney Afrika	0,13084528 (0,71756)	3,20695	3,20695	2,48988

Not: *, ** ve *** ifadeleri sırasıyla 0,1; 0,05 ve 0,01 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Kritik değerler 10.000 bootstrap tekrarlanmasıyla hesaplanmaktadır.

Tablo 4 ve Tablo 5'te görüldüğü gibi, kredi temerrüt takasından sanayi üretim endeksine doğru nedensellik ilişkisi sadece Rusya ve Çin için tespit edilmiştir. Rusya ve Çin için kredi temerrüt takası primi sanayi üretim endeksinin nedenselidir. Sanayi üretim endeksinden kredi temerrüt takasına nedensellik ise Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin için söz konusudur. Dolayısıyla bu ülkeler için sanayi üretim endeksi kredi temerrüt takası priminin nedenselidir. Tablo 4'e göre, Güney Afrika için kredi temerrüt takası ile sanayi üretim endeksi arasında herhangi bir nedenselliğe rastlanmamıştır.

Tablo 5: Nedensellik Akışı

Nedensellik Akışı	Ülkeler
CDS ↔ IPI	Rusya, Çin
CDS → IPI	Rusya, Çin
IPI → CDS	Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin
Nedensellik ilişkisi yok	Güney Afrika

Sonuç

Kredi temerrüt takasları, bir alacaklımın alacağını garanti altına almak için belirli bir prim ödeyerek sigortalatmasıdır. Sanayi üretim endeksi bir ülkenin ekonomik büyüme trendinin göstergelerinden biridir. Literatürdeki genel bakış açısına göre, bir ülkenin CDS primlerinin düşmesi, o ülkenin büyüme trendinde bir artış olacağı anlamına gelmektedir. Bir ülkedeki CDS primlerinin düşmesi, ülkenin riskinin azalmasına, sermaye girişi sağlayarak o ülkeye yapılacak yurt içi ve yurt dışı yatırımların artmasına ve böylece ekonomik büyümeye pozitif katkı sağlar.

Analiz sonucunda elde edilen bulgular, kredi temerrüt takasından sanayi üretim endeksine doğru nedensellik ilişkisinin sadece Rusya ve Çin için olduğunu göstermektedir. Bu bulgular, ülkelerin CDS primlerinin sanayi üretim endeksini etkilediği hipotezimizi doğrulamaktadır. CDS primlerinin düşmesi ülke riskini azaltarak yatırımları artırır ve bunun sonucunda ülkeye sermaye girişinin hızlanması ekonomik büyümenin artmasını sağlar. Sanayi üretim endeksinden kredi temerrüt takasına nedensellik ilişkisi ise Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin için tespit edilmiştir. Bu demektir ki, sanayi üretim endeksinin azalmasıyla ülke riski artar ve dolayısıyla CDS primleri artma eğilimine girer. Güney Afrika için sonuçlar incelendiğinde kredi temerrüt takası ile sanayi üretim endeksi arasında herhangi bir nedenselliğe rastlanmamıştır.

CDS primleri ve sanayi üretim endeksi karşılıklı olarak birbirini etkileyen değişkenlerdir. Bu karşılıklı nedensellik ilişkisinde bu iki değişkeni etkileyen başka faktörler de söz konusudur. Örneğin, ülkelerin içinde bulunduğu siyasi ve ekonomik koşullar bu iki değişken arasındaki ilişkiyi değiştirmektedir. Ayrıca 2020 yılında ortaya çıkan Covid-19 pandemisi birçok yönden geçmişte yaşanmış afet ya da pandemilerden farklı olup dünya çapında daha

öncekilerden farklı bir makroekonomik şoka neden olmuştur. Dolayısıyla böyle bir sürecin ekonomik etkileri tahmin edilenden daha az veya daha fazla olabilir. Covid-19 pandemisinin neden olduğu sosyoekonomik sonuçları kontrol altına alabilmek için BRICS+T ülkeleri, ekonomik faaliyetlerini azaltarak çeşitli önlemler almışlardır. Covid-19 pandemisinin getirmiş olduğu belirsizlik ve ülkelerin bu dönemde almış oldukları önlemler, BRICS+T ülkelerinde bütçe açıklarının artmasına, ekonomik değişkenlerin olumsuz etkilenmesine ve özellikle kredi temerrüt takasının baz değerinde ani artışlara neden olmuştur. Pandeminin ortaya çıktığı Mart 2020'den Ekim 2020'ye kadar dönemde kredi temerrütlerinin maliyetleri BRICS+T ülkeleri için ortalama olarak 235 baz puan artış göstermiştir. Bu dönemde CDS'lerinde ciddi artış yaşayan ülkeler 524 ve 321 baz puan artışı ile sırasıyla Brezilya ve Türkiye olmuştur. Ayrıca aynı dönemde BRICS+T ülkelerine ait sanayi üretim endeksi verileri incelendiğinde de yaklaşık %20'lik bir düşüş yaşanmıştır. Bu ülkeler alacakları önlemlerde ve uygulayacakları politikalarda siyasi ve ekonomik açıdan risklerinin olmadığını ve kurumlarının istikrarlı olduğunu göstermelidir. Aksi takdirde daha düşük sermaye girişleri ve yetersiz yatırım seviyeleri daha düşük ekonomik büyümeye neden olabilir. Covid-19 pandemisinin ülke ekonomilerindeki yansımaları bu iki veriyi de olumsuz etkileyerek değişkenlerin inceleme dönemindeki en düşük ve en yüksek değerlerine ulaşmalarına sebep olmuştur. Covid-19 pandemisinin getirmiş olduğu makroekonomik şoklar nedeniyle Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye'nin yatırım riskini belirleyen temel finansal araçlardan biri olan kredi temerrüt takası baz puanları bu dönemde hızla artış göstermiştir.

Küresel finansal koşullar, yatırımcıların yatırım iştahı ve ülkelere özgü faktörler ülkelerin yatırım riskini belirlemektedir. Dolayısıyla özellikle bu ülkeler yabancı portföy yatırım girişlerini artırmak için mali disiplinlerini bozmadan sermaye hareketlerinde düzenlemeler, ekonomik büyüme oranlarını artırmaya yönelik girişimler, altyapılarını kuvvetlendirecek projeler, kurumlar vergisi oranında değişiklikler ya da vergi muafiyeti kapsamının genişletilmesi gibi çeşitli teşvikler veya tedbirler uygulayabilirler. Son olarak, bu tür politikaların uygulanmasının yatırım riskini azaltırken ülkelerin borçlanma maliyetlerini de artıracığı da gözden kaçırılmamalıdır.

Kaynakça

- Aizenman, J., Jinjara, Y. ve Park, D. (2013), "Fundamentals and Sovereign Risk of Emerging Markets", *NBER Working Paper*, No:18963.
- Ajovin-Puente, M. ve Navarro-Sanso, M. (2015), "Granger Causality between Debt and Growth: Evidence OECD Countries", *International Review of Economics and Finance*, 35, 66-77.
- Akın, T. ve Işıklı, E. (2020), "Kredi Temerrüt Takası, Büyüme ve Cari Açık İlişkisi: Türkiye Örneği", *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8, 91-98.

- Aksoylu, E. ve Görmüş, Ş. (2018), “Gelişmekte Olan Ülkelerde Ülke Riski Göstergesi Olarak Kredi Temerrüt Swapları: Asimetrik Nedensellik Yöntemi”, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 14(1), 15-33.
- Akyol, H. ve Baltacı, N. (2019), “CDS Primlerinin Makroekonomik Belirleyicilerinin İncelenmesi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, *Global Journal of Economics and Business Studies*, 8(16), 33-49.
- Altıntaş, N. ve Okuyan, H.A. (2018), “CDS-Büyüme İlişkisi: Yeni Kırılgan Beşli Ülkeler Üzerine Bir Uygulama”, *II. International Symposium on Economics, Finance and Econometrics*, Bandırma/Balıkesir, 246-252.
- Anton, S.G. (2011), “The Local Determinants of Emerging Market Sovereign CDS Spreads in the Context of the Debt Crisis, an Explanatory Study”, *Scientific Annals of the Alexandru Ioan Cuza University of IASI: Economic Sciences Series*, LVIII, 41-52.
- Augustin, P., Subrahmanyam, M.G., Tang, D.Y., Wang, S.Q. (2014), “Credit Default Swaps: A Survey”, *Foundations and Trends® in Finance*, 9, 1-196.
- Ayaydın, H., Çam, A.V., Barut, A. ve Pala, F. (2018), “Kredi Temerrüt Swaplarının Belirleyicileri: Türkiye İçin Ekonometrik Bir Analiz”, *TURAN-SAM Dergisi*, 10(40), 539-546.
- Baltacı, N. ve Akyol, H. (2016), “Examination of the Macroeconomics Variables Affecting Credit Default Swaps”, *Journal of Economic Bibliography*, 3(4), 610-625.
- Bozkurt, İ. (2015), “Finansal İstikrar ile CDS Primleri Arasındaki İlişkinin Bulanık Regresyon Analizi ile Tespiti: Türkiye Örneği”, *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 6(13), 64-80.
- Danacı, M., Şit, M. ve Şit, A. (2017), “Kredi Temerrüt Swaplarının (CDS’lerin) Büyüme Oranı ile İlişkilendirilmesi: Türkiye Örneği”, *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2) , 67-78.
- Gül, Y. (2020), “Kredi Temerrüt Takasları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği”, *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(4), 659-669.
- Huang, Q., Wang, X., Zhang, S. (2020), “The Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Stock Market and the Affecting Mechanism: Evidence from BRICS Countries”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 1-22.
- Karakurt, İ. (2020), “Modelling and Forecasting the Oil Consumptions of the BRICS-T Countries”, *Energy*, ISSN: 0360-5442, 220.
- Kargı, B. (2014), “Credit Default Swap (CDS) Spreads: The Analysis of Time Series for the Integration with the Interest Rates and the Growth in Turkish Economy”, *Montenegrin Journal of Economics*, 10(1),59-66.
- Kılıcı, E. (2017), “CDS Primleri ile Ülke Kredi Riski Arasındaki İlişkinin Değerlendirilmesi; Türkiye Örneği”, *Maliye Finans Yazıları*, 108, 71-86.

- Kırca, M. ve Yıldız, Ü. (2020), “Türkiye İçin Kredi Risk Primi (CDS) ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Zamanla Değişen Nedensellik İlişkileri”, *Uluslararası Afro-Avrasya Araştırmaları Dergisi*, 5(10), 17-24.
- Kocsis, Z. ve Monostori, Z. (2016), “The Role of Country-Specific Fundamentals in Sovereign CDS Spreads: Eastern European Experiences”, *Emerging Markets Review*, 27, 140-168.
- Kónya, L. (2006), “Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach”, *Economic Modelling*, 23(6), 978-992, doi: 10.1016/j.econmod.2006.04.008
- Longstaff, F.A., Pan, J., Pedersen, L.H. ve Singleton, K.J. (2011), “How Sovereign is Sovereign Credit Risk?”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 75-103.
- Morazán, P., Knoke, I., Knoblauch, D. ve Schafer, T. (2012), “The Role of BRICS in the Developing World”, 6, www.ab.gov.tr.
- Mutascu, M. (2015), “A Bootstrap Panel Granger Causality of Energy Consumption and Economic Growth in the G7 Countries”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 32, 166-171.
- Pesaran, M.H. (2004), “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *Cambridge: Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics* No: 0435.
- Pesaran, M.H. ve Yamagata, T. (2008), “Testing Slope Homogeneity in Large Panels”, *Econometrics*, 142, 50-93.
- Sand, H.J.H. (2012), “The Impact of Macro-Economic Variables on the Sovereign CDS Spreads of the Eurozone Countries”, *A Master Thesis University of Groningen*.
- Swamy, P.A.V.B. (1970), “Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model”, *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Tang, D.Y. ve Yan, H. (2009), “Market Conditions, Default Risk and Credit Spreads”, *Journal of Banking & Finance*, 34(2010), 743-753.
- Vandemoortele, M., Bird, K., Toi, A.D, Liu, M., Sen, K. ve Soares, F.V. (2013), “Building Blocks for Equitable Growth: Lessons from the BRICS”, *Working Paper*, 365, 26-29.
- Yenice, S., Çelik, Ş. ve Çevik, Y. (2019), “Kamu Finansmanı, Finansal Piyasalar ve Kredi Temerrüt Riski: Türkiye ve BRICS Ülkeleri Uygulaması”, *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 226-240.
- Zhang, X., Chang, T. ve Su, C.W. ve Wolde-Rufael, Y. (2016), “Revisit Causal Nexus between Military Spending and Debt: A Panel Causality Test”, *Economic Modelling*, 52, 939-944.