

Gelişmekte Olan Finansal Piyasalarda Ülke Kredi Temerrüt Takası Primleri İle Hisse Senedi Endeksleri Arasındaki İlişki Üzerine Bir Araştırma

Haşmet SARIGÜL¹

Makale Gönderim Tarihi: 12 Ağustos 2019

Makale Kabul Tarihi: 17 Eylül 2020

Öz

Çalışmada gelişmekte olan finansal piyasalarda ülke kredi temerrüt takas primleri ile hisse senedi endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişki araştırılmıştır. Bu kapsamda on dört gelişmekte olan ülkenin Ocak 2016 – Temmuz 2019 dönemine ait günlük ülke kredi temerrüt takas primleri ve hisse senedi endeks değerleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını VAR analizine dayalı Johansen Eşbütünleşme testi ile sınanmıştır. Sonuçlar, Arjantin, Güney Afrika ve Türkiye ülke kredi temerrüt takaslarının uzun dönemde hisse senedi endekslerine etkileri olduğunu ortaya koymuştur. Daha sonra kısa dönemli ilişkilerin varlığını belirleyebilmek için Granger Nedensellik Analizi yapılmıştır. Bulgular Yunanistan ve Güney Kore dışındaki tüm ülkelerde nedensellik ilişkilerinin bulunduğunu göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Kredi temerrüt takası, ülke kredi temerrüt takası, hisse senetleri, hisse senedi endeksi

JEL Sınıflandırması: G10, G14, G15

¹ Doç. Dr., İstanbul Esenyurt Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, hasmetsarigul@esenyurt.edu.tr, Orcid ID: 0000-0001-7262-6668

A Research On The Relationship Between Sovereign Credit Default Swap Premiums And Stock Indexes In Emerging Financial Markets

Abstract

In this study Johansen Cointegration test based on VAR analysis was applied in order to determine the existence of long term relationship between default credit swap premiums and stock index values of fourteen developing countries. By using daily data of January, 2016 - July, 2019 period, it was observed that sovereign credit default swap premiums of Argentina, South Africa and Turkey had an impact on each countries stock indexes. Then, Granger Causality Analysis was conducted to determine the existence of short term relationships. The findings revealed that causality relationships exist in all countries except Greece and South Korea.

Keywords: Credit default swaps, sovereign credit default swaps, stock prices, stock index

JEL Classification: G10,G14, G15

1. Giriş

Ülke riski, bir ülkedeki ekonomik ve politik belirsizliklerin ilgili ülkeye yapılacak olan yatırım kararlarını ve bu yatırımların değerini etkileme olasılığı olarak tanımlanmaktadır. Ülkenin borç yükümlülüklerini yerine getirememesi riskini ifade eden ülke riski, ekonomik, siyasi ve sosyal faktörler ile güvenilirlik ve şeffaflık gibi çeşitli unsurların bir sentezidir. Bu terim ayrıca ülkedeki yabancı para cinsinden finansal araç ihraç edenlerin yükümlülüklerini yerine getirebilmelerine engel olabilecek döviz kısıtlamalarına da atıfta bulunmaktadır. Ülke riski, yeniden finansman riskini de içeren bir kavramdır.

Kredi temerrüt takası (CDS) ise bir tarafın diğer taraftan sözleşmede belirlenmiş kupon ya da anapara ödeyememesi, iflas ve yeniden yapılandırma gibi kredi risklerine karşı koruma satın aldığı iki taraflı finansal sözleşmedir. CDS sözleşmesi, borç verenlerin alacaklarını garanti altına almak için tasarlanmış bir çeşit sigorta işlemi olarak kabul edilebilir. Bir ülkeye yönelik risk algısının değerlendirilmesinde kullanılan başlıca göstergelerden birisi kredi temerrüt takası primleridir. CDS primi ise borçlanma aracını piyasalara sunanların temerrüde düşmesi

olasılığına karşı, borçlanma aracına yatırım yapmış olanların satın aldıkları sözleşme için ödedikleri primlerdir. İlgili primi ödeyerek sözleşme satın alan yatırımcı, temerrüt durumunda elinde bulundurduğu borçlanma aracını nominal değeri üzerinden sözleşmeyi satana devretme hakkı elde etmektedir. CDS baz puanının yüksek olması temerrüt riskinin de yüksek olduğuna işaret etmektedir. Temel olarak primlerin belirlenmesindeki itici güç ekonomi olmasına karşın bir ülkenin sorunlarını çözme konusundaki belirsizlikler, tutarsızlıklar ve güven eksikliği de risk algısını etkileyebilmektedir.

CDS piyasalarında şirketlere ait olanlar daha fazla işlem görmesine karşın bu sözleşmeler ülke tahvillerine yönelik temerrüt riskinin yönetilmesinde de önemli bir araç haline gelmiştir. Ayrıca ülke kredi temerrüt takasları (SCDS) yaygın bir şekilde piyasa göstergesi olarak kabul edilmekte ve ilgili ülkeye yapılacak olan doğrudan veya dolaylı yatırımlarının değerlendirilmesinde kullanılabilmektedir. Bu durum özellikle gelişmekte olan ülkeler için giderek daha fazla önem kazanmaktadır.

SCDS'lerin alıcıları, sözleşme satıcısına ülke temerrüt riskini üstlenmesi karşılığında vadeye kadar düzenli aralıklarla ödemeler yapar. Sözleşme tutarının bir yüzdesi olarak ifade edilen CDS oranları dayanak varlığın kredi kalitesindeki değişikliklerle bağlantılıdır, orandaki artış temerrüt riskinin de arttığını göstermektedir. SCDS oranları yerel veya bölgesel olaylardan küresel eğilimlere kadar birçok faktörden etkilenebilir. Bu faktörler sadece SCDS oranları değil aynı zamanda ülkedeki hisse senedi fiyatları üzerinde de etkilidir. Aynı zamanda SCDS oranları ile ülkedeki hisse senedi endeksleri arasında bir etkileşim olması da mümkündür.

Etkin Piyasa Hipotezi, menkul kıymetlerin piyasa fiyatlarının mevcut bilgileri bütün yönleriyle yansıttığını belirtir (Fama, 1965a, 1965b, 1970). Bu nedenle, finansal araçların fiyatlarının yeni bilgilere hızlı bir şekilde cevap verdiği varsayılmaktadır. Bu çerçevede ülkedeki hisse senedi piyasalarının ülke ekonomisi hakkında daha fazla bilgiye sahip olması nedeniyle değişen koşullara SCDS'den daha önce tepki vermesi beklenir. Merton'a (1974) göre ise bir kredi türevinin değeri, altına yatan referans varlığın gelecekte bir noktada bir kredi riskine maruz kalma olasılığı ile bağlantılı olmalıdır. Hisse senetleri için bu olasılık, borsadan gelen bilgiler kullanılarak tahmin edilir. Ancak ülkenin kredi bilgileri ile ülke hisse senedi piyasaları arasındaki bağlantı açık değildir.

Diğer taraftan SCDS'lerin ülkenin kredi temerrüt riski ile ilgili daha fazla bilgi içerdiği, primlere yansıyan ülke temerrüt riskindeki artışın tüm piyasalar için gösterge oluşturacağı ve bu durumdan hisse senedi piyasasını da etkileyeceği konusu bilim insanları ve piyasa uygulayıcıları arasında tartışma konusudur. Bu görüşe göre SCDS piyasası bir ülkenin temerrüt riskinin gerçek zamanlı olarak değerlendirmesini sağlar, öncü bir gösterge olarak hareket eder ve hisse senedi piyasasına göre daha fazla etkinlik sağlar. Diğer bir ifadeyle ülke temerrüt takas primlerinin yükselmesi ülke ekonomisinde zayıflamaya işaret ettiğinden hisse senedi piyasalarında çöküntüye yol açabilir. Ayrıca, ülkenin kredi riski arttıkça temerrüde düşme olasılığına karşı korunma talebi de artacaktır. Böyle bir durumda kredi temerrüt riski için sigorta satın almak daha pahalı hale gelecek ve CDS baz puanları yükselecektir. Bu nedenle SDCS'ler ile ülke hisse senedi piyasaları arasında negatif yönlü bir ilişki söz konusudur. (Yu, 2006; Chan-Lau ve Kim, 2004).

Çalışmanın amacı gelişmekte olan finansal piyasalarda ülke temerrüt takas primleri ile hisse senedi endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisinin araştırılmasıdır. Coğrafi olarak tüm kıtalara dağılmış olan bu ülkeler, ekonomik gelişme, siyasi istikrar, finansal mimari, küresel finansal piyasalarla bütünleşme, buldukları zaman dilimi ve sosyo demografik özellikler gibi çeşitli yönlerden farklılıklar göstermektedirler. Bu nedenlerle araştırmanın sonuçlarının da ülkelere göre farklılık göstermesi beklenmektedir. Çalışma kavramsal bilgilerin paylaşıldığı giriş ile birlikte beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde ilgili literatür özetlenmiş, üçüncü bölümde veriler ve araştırmanın yöntemi tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde araştırmanın bulguları, son bölümde ise sonuç ve değerlendirmeler sunulmuştur.

2. Literatür

Finans literatüründe tartışma konularından birisi risk algısındaki değişimin hisse senedi piyasası üzerindeki etkileridir. Bu çerçevede ülke riski ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki çeşitli bilim insanları tarafından araştırılmakta ve tartışılmaktadır. Geçmiş dönemdeki araştırmalar daha çok kredi notu ilanlarının hisse senedi fiyatları, tahvil fiyatları veya her ikisi üzerindeki etkilerinin analiz edilmesine yoğunlaşmaktadır. Genel görüş, eğer kredi derecelendirmeleri piyasaya yeni bilgiler aktarıyorsa, derecelendirme sonrası fiyatların tepki vermesi gerektiği yönündedir. Öte yandan, kredi derecelendirmelerinin piyasada zaten bilinen bilgileri yansıtıyor olması da mümkündür. Bu durumda fiyatların

derecelendirme sonrası tepki vermemesi beklenir. Bir diğer deyişle finansal piyasalar firmalarla ilgili haberlere sürekli duyarlılık gösterirken, kredi notlarına zaman zaman tepki vermektedirler (Loffler, 2003). Son dönemlerde ise bilim insanları CDS primleri ile finansal piyasalarda oluşan fiyatlar arasındaki ilişkiyi incelemeye başlamışlardır. Bu araştırmaların önemli bir bölümü özel sektör CDS primleri üzerinedir. Buna karşın ülke kredi temerrüt takas primleri üzerine yapılan çalışmalar da giderek artmaktadır. Bu çalışmalardan bazıları aşağıda özetlenmiştir.

Tablo 1: Literatür Taraması

Araştırmacılar	Değişkenler / Veriler	Dönem	Sonuç
Byström, 2005	Avrupa iTraxx CDS ve hisse senedi piyasaları	2004-2005	Araştırmaya konu tüm iTraxx endekslerinde pozitif otokorelasyon mevcuttur. iTraxx CDS endeksi ile hisse senedi fiyatları ve hisse senedi getirileri arasında yakın bir bağlantı bulunmaktadır. CDS piyasası firmaya özel bilgiler aktarmada etkilidir. Hisse senedi getirisindeki oynaklıklar iTraxx CDS endeks değerleri ile anlamlı bir şekilde ilişkilidir.
Yapraklı ve Güngör, 2007	ICRG ekonomik, finansal ve politik risk primleri ile İMKB 100 endeks değerleri	1986-2006	Ülke risk primleri ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Ekonomik riskten ve siyasi riskten hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik bulunmaktadır. Finansal risk ve hisse senedi fiyatları arasında nedensellik ilişkisi görülmektedir.
Fung vd., 2008	ABD hisse senedi ve kredi temerrüt takası piyasaları	2001-2007	Hisse senetleri ve CDS'ler arasındaki ilişki ilgili varlığın kredi kalitesine bağlıdır. Hisse senedi piyasasında fiyatlandırma sürecinde CDS endeksi yatırımın derecesini yönlendirmektedir.
Chan ve Zhang, 2009	Çin, Japonya, Güney Kore, Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland SCDS ve hisse senedi piyasaları.	2001-2007	Beş ülkede SCDS primleri hisse senedi piyasasına öncülük etmekte ve hisse senedi endeksleri ile SCDS primleri arasında güçlü bir negatif korelasyon bulunmaktadır.
Norden ve Weber 2009	Avrupa, ABD ve Asya'dan 90 firma	2000-2002	Hisse senedi değişkeni CDS primleri ve tahvil fiyatlarında değişimlerine neden olmaktadır. CDS piyasalarındaki hareketler hisse senedi piyasalarındaki hareketlere tahvil piyasasından daha fazla duyarlıdır.
Coronado ve Lazcano, 2011	Sekiz Avrupa ülkesinin SCDS primleri ve hisse senedi piyasaları.	2007-2010	İspanya, Portekiz, İtalya, Fransa, İrlanda, İngiltere, Yunanistan ve Almanya'da SCDS'ler ile hisse senetleri fiyatları arasında negatif ve güçlü bir korelasyon bulunmaktadır.
Balı ve Yılmaz, 2012	İMKB 100 Endeksi ile ülke kredi temerrüt takası marjları	2002-2012	İMKB 100 Endeksi ile kredi temerrüt takası marjları arasında ters yönlü bir ilişki mevcuttur.

Corzo vd., 2012	On üç Avrupa ülkesinin SCDS primleri, devlet tahvilleri ve hisse senedi piyasaları.	2008-2011	Algılanan kredi riskinin yüksek olduğu ekonomilerde SCDS'ler daha güçlü bir rol oynamaktadır. Özellikle 2010 yılında SCDS'lerin rolünün yüksek olduğuna dair bulgular mevcuttur. 2007-2009 yılları arasında İspanyol SCDS'leri fiyatların oluşumuna öncülük ederken bu rolü 2011'de İtalyan ve Fransız SCDS'leri devralmaktadır.
Hancı, 2014	Türkiye SCDS dağılımları ile BİST-100 getirileri	2008-2012	SCDS baz puanı ile BİST-100 getirileri arasında negatif yönlü bir ilişki mevcuttur. Değişkenler arasındaki oynaklık çok yüksek, şoklar dirençli ve ortalamaya geri dönüşler zaman almaktadır.
Yenice ve Hazar, 2015	Türkiye, Arjantin, Brezilya, Endonezya, Malezya ve Çin SCDS değerleri ile menkul kıymet borsaları	2009-2014	Ülkelerin dördünde istatistiksel olarak anlamlı ilişki mevcuttur. Türkiye'nin SCDS primi ile borsa endeksi arasındaki orta düzeyde bir hassasiyet mevcuttur. SCDS primleri gelişmekte olan ve yatırım potansiyeli taşıyan ülkelere yapılan yatırımlarda dikkate alınmaktadır.
Eren ve Başar, 2016	Kredi temerrüt takas işlemleri ve BİST-100 Endeksi	2005-2014	Kredi temerrüt takas işlemleri kısa vadede hisse senedi fiyatlarını olumsuz yönde etkilerken uzun vadede etkisi bulunmamaktadır.
Kayhan vd. 2016	BİST-100 Endeksi ve ABD ile Avrupa'daki CDS piyasaları	2009-2015	Türkiye ekonomisinde SCDS primlerindeki göreceli değişimler BİST100'ü etkilemektedir. ABD ve Euro alanı ile göreceli CDS primi farklılıkları ve BİST100 endeksi arasında ilişki mevcuttur. Prim farkının açılması durumunda hisse senesi endeksi düşmektedir.
Değirmenci ve Pabucçu, 2016	Türkiye'ye ait 5 yıllık SCDS primleri ile Borsa İstanbul Hisse Senedi değerleri	2009-2014	SCDS primleri ile hisse senetleri arasında ters yönlü bir ilişki söz konusudur.
Kadooğlu vd. 2016	Almanya, Brezilya, Endonezya, Fransa, İrlanda, İtalya, Malezya, Rusya, Şili ve Türkiye CDS primleri ile borsa endeksleri.	2010-2015	SCDS primleri ile borsa endeks kapanışları arasında İrlanda en hassas ilişkiye sahipken Endonezya'da bu durumun tam tersi mevcuttur. Türkiye açısından ise ilişki zayıftır.
Başarır ve Keten, 2016	JP Morgan Gelişen Piyasalar Hisse Senedi Endeksi (EMBI) ile endekse dâhil 12 ülkenin SCDS primleri.	2010-2016	Kısa dönemde SCDS primleri ile EMBI arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Uzun dönemde ise nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.
Shear vd. 2017	SCDS ve Karachi Menkul Kıymetler Borsası KSE100 Endeksi	2004-2012	Pakistan SCDS göstergeleri ile KSE100 Endeksi arasında aşamalı olarak artan negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki ve her iki piyasa arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Jeanneret, 2017	Avrupa ülkeleri temerrüt riskleri ve ilgili ülkeler ile ABD hisse senedi piyasaları	1991-2013	Avrupa'daki ülke temerrüt riskleri Avrupa ve ABD hisse senedi piyasalarını ekonomik yavaşlama tehdidiyle güçlü bir şekilde etkileyerek hisse senedi fiyatlarını düşürmekte ve oynaklığı artırmaktadır.
Apergis, N. (2017)	Yunanistan SCDS'leri ve Atina Borsası hisse senedi fiyatları	2005-2015	Yunanistan borç krizi döneminde ve uygulanan kurtarma ve tasarruf programlarının resmi olarak kabul edilmesinin ardından geçen süreçte SCDS hisse fiyatları üzerinde etkilidir.

Fonseca ve Gottschalk, 2018	Dört Asya-Pasifik ülkesinde (Avustralya, Güney Kore, Japonya ve Hong Kong) firma ve endeks düzeyinde kredi temerrüt takası ve hisse senedi.	2007-2010	Endeks seviyesinde hisse senedi ve CDS piyasaları arasındaki bağlantı düzeyi düşüktür. Firma seviyesinde hisse senedi getirileri CDS primleri üzerinde etkilidir.
Gün, 2018	Brezilya, Şili, Kolombiya, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Peru, Polonya, Rusya ve Türkiye'nin SCDS marjları ve hisse senedi endeksleri	2010-2017	Ülke kredi temerrüt takas marjları ile hisse senedi fiyatları arasında negatif korelasyon mevcuttur. Hisse senedi endekslerinde SCDS marjlarına yönelik güçlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Sovbetov ve Saka, 2018	BIST-100 endeksi ve SCDS fiyatları	2008-2015	BIST-100 endeksi ve Türkiye'nin SCDS fiyatları döviz kurlarındaki oynaklıklara ve politik alandaki belirsizliklere aşırı duyarlıdır.
Mataev ve Marinova, 2019	Markit iTraxx Europe ve ilgili endekse dahil 109 firmanın hisse senetleri	2012 - 2016	83 firmada CDS'ler ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur.

Literatürdeki çalışmaların bir bölümünün hisse senetleri ve ilgili hisse senedine ait kredi temerrüt takası primleri arasındaki ilişkilere odaklandığı görülmüştür. Diğer çalışmalarda ise belirli ülkelerin ülke kredi takas primleri ile hisse senedi endeksi veya belirli hisse senetlerinin fiyatlarının arasındaki ilişki araştırılmıştır. Gelişmekte olan piyasalarda ülke kredi takas primleri ile ana hisse senedi endeksi arasındaki ilişkiyi araştırılan çalışma sayısı sınırlıdır. Bu çalışmada, gelişmekte olan 26 ülkenin piyasalarında işlem gören seçilmiş hisse senetlerinden oluşan MSCIEFX endeksi de dâhil olmak üzere, verilerine ulaşılabilen gelişmekte olan piyasaların tamamında hisse senedi endeksi ile ülke kredi temerrüt takas primleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişki araştırılmıştır.

3. Veriler ve Yöntem

3.1. Veriler

Çalışmada 14 gelişmekte olan ülkenin kredi temerrüt takası ile hisse senedi endeksleri arasındaki ilişki birbirinden bağımsız olarak araştırılmıştır. Ülkelere ait verilerin başlangıç tarihleri farklılık gösterebilmesine karşın tamamı Temmuz/2019 tarihinde sona ermektedir. SCDS'ler için en likit ve aktif olarak işlem görenler arasında olduğu kabul edilen 5 yıllık sözleşmeler esas alınmıştır. Araştırmada kullanılan değişkenlere ait açıklamalar ile verilerin tarih aralıkları aşağıdaki gibidir;

Tablo 2: Değişken Açıklamaları ve Verilerin Tarih Aralıkları

Kısaltma	Açıklama	Tarih Aralığı
SCDSARG	Arjantin 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları.	Haziran 2016 - Temmuz 2019
MERVAL	Arjantin finansal piyasalarında büyük şirketlerin performansını izleyen ana hisse senedi endeksi.	Haziran 2016 - Temmuz 2019
SCDSBRA	Brezilya 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
BOVESPA	Sao Paulo Menkul Kıymetler Borsasında en büyük hacimli ve en aktif olarak işlem gören hisse senetlerinin yaklaşık 50'sini izleyen Brezilya'daki ana hisse senedi endeksi.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
SCDSCHL	Şili 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
IGPA	Santiago Borsasında işlem gören hisse senetlerinin çoğunluğunun performansını izleyen Şili hisse senetleri endeksi.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SCDSCHN	Çin 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
SSEC	Çin Şangay Menkul Kıymetler Borsasında işlem gören tüm hisse senetlerinin bileşik endeksi.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
SCDSCOL	Kolombiya 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Ocak 2016 - Temmuz 2019
COLCAP	Kolombiya Menkul Kıymetler Borsası ana hisse senedi endeksi.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SCDSGRC	Yunanistan 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Nisan 2017 - Temmuz 2019
ASE	Atina Menkul Kıymetler Borsası'nda listelenen Yunan hisse senetlerinin performansını izleyen endeks.	Nisan 2017 - Temmuz 2019
SCDSIND	Hindistan 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Nisan 2017 - Temmuz 2019
SENSEX	Hindistan Bombay Menkul Kıymetler Borsası'na kote olan 30 köklü ve finansal açıdan sağlam şirketin hisse senedi endeksi.	Nisan 2017 - Temmuz 2019
SCDSIDN	Endonezya 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
IDX	Endonezya Borsasında işlem gören tüm hisse senetlerinin performansını ölçen endeks.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
SCDSMYS	Malezya 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Ocak 2016 - Temmuz 2019
KLCI	Borsa Malezya'daki en büyük 30 şirketten oluşan hisse senedi endeksi.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SCDSPHL	Filipinler 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Ocak 2016 - Temmuz 2019
PSE	30 şirketten oluşan Filipinler Menkul Kıymetler Borsası hisse senedi endeksi.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SCDSRUS	Rusya 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Ocak 2016 - Temmuz 2019
MOEX	Moskova Menkul Kıymetler Borsası hisse senetleri endeksi.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SCDSZAF	Güney Afrika 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SWIX	Johannesburg Menkul Kıymetler Borsası hisse senedi endeksi.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
SCDSKOR	Güney Kore 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
KOSPI	Kore Menkul Kıymetler Borsasında işlem gören tüm hisse senetlerini içeren endeks.	Temmuz 2016 - Temmuz 2019
SCDSTUR	Türkiye 5 yıllık ülke temerrüt swapı baz puanları.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
BIST	Yatırım Ortaklıkları dışında Borsa İstanbul'da işlem gören tüm hisse senetlerini içeren endeks.	Ocak 2016 - Temmuz 2019
MSCIEFX	Gelişmekte olan 26 ülkenin hisse senedi piyasalarında işlem gören seçilmiş hisse senetlerinden oluşan endeks.	Her ülkenin veri setiyle uyumlu tarih aralığı.

Çalışmada kullanılan ülke kredi temerrüt takas primleri ve hisse senedi endekslerine ait günlük veriler Paragaranti, Fusion Media'ya ait

Investing.com ve DataGrapple'dan sağlanmıştır. Verilere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 3: Tanımlayıcı İstatistikler

Ülke	Değişken	N	Maks.	Min	Ortalama	Std. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
Arjantin	SCDSARG	735	1,241.07	218.07	456.5	225.9	1.61	2.28	-
	MERVAL	735	41,796.36	13,681.29	26,055.20	6,728.64	-0.09	-1.12	-0.43
	MSCIEF1	735	1,273.07	794.56	1,025.63	102.19	0.02	-0.7	-0.2
Brezilya	SCDSBRA	714	316	141.8	213.19	44.26	0.33	-0.93	-
	BOVESPA	714	102,062.33	51,842.27	75,599.28	12,800.41	0.27	-1.08	-0.72
	MSCIEF2	714	1,273.07	819.19	1,025.61	97.98	0.08	-0.66	-0.73
Şili	SCDSCHL	860	152	34.47	67.38	24.62	1.1	0.75	-
	IGPA	860	29,518.17	17,160.27	24,267.68	3,348.70	-0.46	-1.18	-0.91
	MSCIEF3	860	1,273.07	688.52	992.92	127.27	-0.23	-0.67	-0.88
Çin	SCDSCHN	694	126	39.24	71.83	22.13	0.87	-0.5	-
	SSEC	694	3,559.47	2,464.36	3,060.14	252.34	-0.57	-0.58	0.05
	MSCIEF4	694	1,273.07	819.19	1,027.56	100.72	0.05	-0.73	-0.82
Kolombiya	SCDSCOL	842	327	85.09	143.08	51.02	1.4	1.33	-
	COLCAP	842	1,631.30	1,078.69	1,424.73	104.27	-0.52	0.07	-0.88
	MSCIEF5	842	1,273.07	688.52	992.73	126.96	-0.23	-0.65	-0.9
Yunanistan	SCDSGRC	523	883.7	260.3	426.63	117.1	1.52	2.58	-
	ASE	523	886.54	593.05	749.89	72.57	-0.36	-0.83	-0.01
	MSCIEF6	523	1,273.07	934.8	1,068.56	71.24	0.55	-0.23	-0.38
Hindistan	SCDSIND	522	132.04	53.47	89.95	16.88	0.55	-0.71	-
	SENSEX	522	40,267.62	30,301.64	35,003.27	2,417.18	0.14	-0.84	-0.11
	MSCIEF7	522	1,267.98	934.8	1,076.83	71.92	0.37	-0.54	-0.79
Endonezya	SCDSIDN	705	198	78	121.71	24.13	0.26	-0.77	-
	IDX	705	1,904.13	1,422.04	1,668.11	112.14	0.04	-0.85	-0.8
	MSCIEF8	705	1,273.07	838.96	1,028.54	100.16	0.09	-0.75	-0.88
Malezya	SCDSMYS	846	215.19	50.93	105.07	37.69	0.56	-0.51	-
	KLCI	846	1,895.18	1,598.32	1,718.99	69.14	0.47	-0.69	-0.51
	MSCIEF9	846	1,273.07	688.52	993.03	126.68	-0.23	-0.68	-0.93
Filipinler	SCDSPHL	839	122.42	47.04	83.97	17.66	-0.08	-1.02	-
	PSE	839	290.06	169	231.27	32.83	-0.28	-1.19	0.53
	MSCIEF10	839	1,273.07	688.52	992.39	126.91	-0.21	-0.66	-0.85
Rusya	SCDSRUS	870	393.37	99.18	171.55	59.01	1.39	1.48	-
	MOEX	870	2,780.20	1,608.36	2,160.94	239.6	0.31	-0.61	-0.71
	MSCIEF11	870	1,273.07	688.52	994.47	125.52	-0.24	-0.64	-0.9
Güney Afrika	SCDSZAF	862	388.41	138.43	214.29	51.64	1.18	1.01	-
	SWIX	862	13,771.56	10,047.89	11,970.85	662.1	0.16	-0.04	-0.68
	MSCIEF12	862	1,273.07	688.52	993.8	126.55	-0.24	-0.64	-0.9
Güney Kore	SCDSKOR	712	75	28.28	47.49	10.38	0.49	-0.09	-
	KOSPI	712	2,598.19	1,953.12	2,239.99	175.7	0.18	-1.37	0.49
	MSCIEF13	712	1,273.07	819.19	1,027.86	99.83	0.08	-0.71	0.19
Türkiye	SCDSTUR	878	576.62	133.47	277.56	89.25	0.94	0.43	-
	BIST	878	122,252.32	69,986.32	94,426.13	13,084.89	0.11	-0.95	-0.33
	MSCIEF14	878	1,273.07	688.52	993.14	126.86	-0.22	-0.66	-0.18

Standart sapma sonuçları genel olarak yüksek oynaklığa işaret etmektedir. Bu durumun gelişmekte olan finansal piyasaların karakteristik özelliklerinden birisi olarak kabul edilen dar işlem hacmi ve düşük likiditeden kaynaklanması mümkündür (Bekaert ve Harvey, 2002).

Çarpıklık değerleri Arjantin, Yunanistan, Kolombiya, Rusya, Güney Afrika, Şili, Türkiye, Çin, Malezya, Hindistan, Güney Kore, Brezilya, Endonezya'ya ait SCDS ile KLCI, MOEX ve BOVESPA frekans dağılımlarının sağa çarpık, SSEC, COLCAP, IGPA, ASE, PSE, Merval ve Filipin SCDS frekans dağılımlarının sola çarpık olduğunu göstermektedir. Basıklık değerleri ise; Yunanistan, Arjantin, Rusya, Kolombiya, Güney Afrika, Şili ve Türkiye SCDS'leri ve COLCAP serilerinin dağılım yüksekliklerinin standart normal dağılımın yüksekliğinden daha sivri, Güney Kore, Çin, Malezya, Hindistan, Endonezya, Brezilya ve Filipinler SCDC'leri ile SWIX, MSCIEF, SSEC, MOEX, KLCI, ASE, SENSEX, IDX, BIST, BOVESPA, Merval, IGPA, PSE, KOSPI serilerine ait dağılımların normal dağılım yüksekliğinden daha basık olduğunu ortaya koymaktadır.

Korelasyon katsayıları Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Yunanistan, Hindistan, Endonezya, Malezya, Rusya, Güney Afrika ve Türkiye SCDS'leri ile ilgili ülkelerdeki hisse senedi endeksleri arasında negatif yönlü ilişki olduğunu, belirtilen ülkelerin ülke kredi temerrüt riskleri arttıkça hisse senedi endeks değerlerinin düştüğünü göstermektedir.

3.2. Araştırmanın Yöntemi

Zaman serilerine dayalı olarak gerçekleştirilen çalışmamızda anlamlı sonuçların ortaya konulabilmesi için temel değişkenlerin durağan olması gereklidir. Durağan bir seri, ortalamanın ve varyansın zaman içinde sabit kaldığı ve otokovaryansın ölçülen zamanın hangi noktasında olursa olsun aynı kaldığı stokastik bir işlemdir. Durağan bir seri ortalama değerine geri dönme eğilimindedir ve ortalamanın etrafındaki dalgalanmalar görece olarak sabit genişliktedir (Gujarati ve Porter, 2009). Durağan bir zaman serisinin özellikleri;

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = \mu E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Varyans: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Kovaryans: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

Bu özelliklere sahip olmayan bir zaman serisinin durağan olmadığı kabul edilir. Durağan olmayan bir seri, zamana göre değişen orta-

lamaya veya zamana göre değişen varyansa ya da her ikisine birden sahip olacaktır. Birçok makroekonomik ve finansal seride mevcut olan bir tür durağanlık bir birim kök sürecidir. Birim kök stokastik eğilim içeren bir süreçtir. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan çalışmalar sahte regresyonla sonuçlanabilir. Sahte regresyon çeşitli nedenlerle değişkenlerin tümünün veya bir kısmının trende sahip olmaları sonucunda anlamlı sonuçlar elde edilmesidir. Sahte regresyon değişkenler arasında doğrudan bağlantı olmasa da bir ilişkinin gerçekleşmesidir (Gujarati ve Porter, 2009). Bu nedenle çalışmanın ilk aşamasında serilerin durağan olup olmadıkları Augmented-Dickey Fuller (ADF) testi ile sınanmıştır. ADF testi, Dickey - Fuller (DF) testinin genişletilmiş halidir. Dickey-Fuller üç tür denklem ortaya koymuştur.

$$\text{Sabitli trendsiz: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Sabitli trendsiz: } \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Sabitli trendli: } \Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Üç regresyonun birbirinden farkı $\alpha\alpha$ ve $\beta\beta$ gibi deterministik elemanlar içermesidir. Denklemler $\Delta y_t, \Delta y_t$ ile t ve y_{t-1}, y_{t-1} arasında doğrusal bir regresyon oluşturmakta ve γ 'nin 0 dan farklı olup olmadığını sınamaktadır. Eğer $\gamma = 0$ ise rassal süreç söz konusudur. Eğer $\gamma = 0$ değilse ve $-1 < 1 + \gamma < 1$ ise bu durumda durağan bir serimiz vardır.

ADF testi ise modele $\Delta y_{t-p}, \Delta y_{t-p}$ eklemek suretiyle daha yüksek dereceli otoregresif sınımalara olanak verir (halen $\gamma = 0$ test edilmektedir).

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots \\ \Delta y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots \end{aligned} \quad (7)$$

Regresyon modelindeki değişkenlerin durağan olmadığı tespit edilirse düzeltmeleri gereklidir. Eğer zaman serisi birim kök içeriyorsa farkları alınarak durağan hale dönüştürülebilir. Fark, orijinal serideki ardışık gözlemler arasındaki değişimdir. Model farkların sıfır olmayan ortalamaya sahip olmasını sağlar.

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= c + \varepsilon_t y_t - y_{t-1} = c + \varepsilon_t \text{ veya } y_t = c + y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t &= c + y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

c değeri ardışık gözlemler arasındaki değişikliklerin ortalamasıdır. c pozitifse, ortalama değişiklik y_t, y_t değerinde artmıştır. Böylece, y_t

y_t yukarıya doğru kayma eğilimindedir. Diğer taraftan eğer c negatifse $y_t y_t$ aşağıya doğru kayma eğilimindedir.

Eğer seri birinci farkları alındığında da durağan hale gelmiyorsa bu kez durağan bir seri elde etmek için verilerin ikinci farklarının alınması gerekecektir. Uygulamada ikinci dereceden farkların ötesine geçilmemektedir. Fark alma işlemleri değişkenlerde uzun dönem bilgisinin kaybolması sorununa yol açar. Makroekonomik ve finansal zaman serilerinin çoğunun düzeyde durağan olmamaları eşbütünleşme analizlerini ön plana çıkartmaktadır. Tek başlarına durağan olmayan zaman serilerinin, belirli bir entegre seviyesinde doğrusal bileşimlerinin durağan bir süreç oluşturduğu eşbütünleşme analizleri ile değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiler ortaya konulabilmektedir (Bozkurt, 2007). Eşbütünleşme sadece birim kök içeren değişkenler arasında söz konusudur. Eşbütünleşme olan serilerde ortak doğrusal kombinasyon durağan olacaktır (Juselius, 2006).

Zaman serileri arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için kullanılan en yaygın yöntemler Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilmiştir. Engle-Granger (EG) yönteminde durağan olmayan değişkenler arasında doğrusal regresyon ilişkisi sonucunda ortaya çıkan hata terimi eğer düzeyde durağansa, bu iki serinin eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılır. Ancak, değişken sayısı ikiden fazla olursa değişkenler arasında üç veya daha fazla eşbütünleşme vektörü ortaya çıkabileceğinden EG yöntemi bu ilişkileri ayırmada yetersiz kalmakta, hata yapma riskini artırmaktadır. Çalışmamızda, durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olmasına, zaman serileri arasındaki uzun dönemli ilişkinin modellenmesine ve tahmin edilmesine yönelik bir diğer yaklaşım ise Johansen Eşbütünleşme Analizi yöntemi kullanılmıştır. Bir diğer ifadeyle Johansen Yöntemi eşbütünleşik değişkenleri tahmin ederken sistemin kısa dönem dinamiklerini göz önüne alarak, birden fazla eşbütünleşik ilişkiye izin veren bir yaklaşımdır (Patterson, 2000).

Johansen testi, ADF testinin çok değişkenli bir uygulaması olarak görülebilir. Bu yöntemde birim kökler için değişkenlerin doğrusal kombinasyonları incelenmektedir. Eğer her biri birim kök içeren üç değişken varsa, en fazla iki eşbütünleşme ortaya çıkabilecektir. Daha genel olarak ifade etmek gerekirse birim kökü olan n adet değişken varsa en fazla $n - 1$ eşbütünleşme vektörü söz konusudur. Johansen Eşbütünleşme Testi sürecinin ilk adımı bir vektör otoregresif (VAR) modeli oluşturularak

gecikme sayısının belirlenmesidir. VAR modeli birbirleriyle etkileşim içinde olduğu düşünülen değişkenlerin birbirlerini nasıl etkilediğini gösteren bir zaman serisi denklem sistemidir (Çetin, 2005). VAR modeli aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$\begin{aligned} y_t &= c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\ y_t &= c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

Maksimum olabilirlik tahmincisini kullanan Johansen yöntemi N sayıda seri içeren, ρ gecikmeli çok değişkenli kısıtlanmamış bir VAR modelin farklı bir şekilde ifade edilmesine dayanmaktadır.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Johansen eşbütünleşme testinde aşağıdaki eşitlikte gösterilen Maksimum Öz Değer Testi ($\lambda_{max} \lambda_{max}$) ve İz Testi ($\lambda_{trace} \lambda_{trace}$) olmak üzere iki farklı olabilirlik oranı vardır. İz testi, r eşbütünleşme vektörlerinin sıfır hipotezini n eşbütünleşme vektörlerinin alternatif hipotezine karşı test ederken, maksimum özdeğer testi r eşbütünleşme vektörlerinin sıfır hipotezini $r+1$ eşbütünleşme vektörlerinin alternatif hipotezine karşı test etmektedir. Eşitliklerdeki T örneklem büyüklüğü $\tilde{\lambda}_j \tilde{\lambda}_j$ ve $\tilde{\lambda}_{r+1} \tilde{\lambda}_{r+1}$ matris-ten elde edilen karakteristik köklerin tahmin değerleridir.

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{max}) = -T \ln(1 - \tilde{\lambda}_{r+1}) \tilde{\lambda}_{r+1} \quad (11)$$

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \lambda_{trace}) = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \tilde{\lambda}_j) \tilde{\lambda}_j \quad (12)$$

Son aşamada ise Granger nedensellik analizi yapılmıştır. 1969 yılında Granger tarafından geliştirilen nedensellik kuramına göre iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi, değişkenlerden birinin mevcut dönemdeki değeri diğer değişkenlere ait gecikmeli değerlerin bir katkı sağlayıp sağlamadıklarına bağlı olarak açıklanır. Diğer bir ifadeyle (Y) değişkeninin (t) zamanındaki değerini açıklamak için oluşturulan modelin açıklama gücü (X) değişkeninin gecikmeli değerleri içerildiğinde artmakta ise; X , Y 'nin Granger nedenidir şeklinde açıklanır ve nedensellik ilişkisi $X \rightarrow Y$ şeklinde gösterilir (Gujarati ve Porter, 2009). Granger Nedensellik testi aşağıdaki denklemler yardımı ile gerçekleştirilmektedir (Göktaş, 2005).

$$\begin{aligned} Y_t &= \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ Y_t &= \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{i=1}^m \theta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \\ X_t &= \sum_{i=1}^m \theta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (14)$$

4. Bulgular

Verilerin durağanlıkları ADF birim kök testi ile belirlenmiştir. Bulgular birim kök içeren MOEX dışındaki tüm değişkenler için sıfır hipotezinin yüzde 5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir (Tablo 4).

Tablo 4: ADF Düzey Birim Kök Sınamaları

Ülke	Değişken	Sabitli trendsiz		Sabitli trendli		Sabitless trendsiz	
		t-istatistik	Olasılık*	t-istatistik	Olasılık*	t-istatistik	Olasılık*
Arjantin	SCDSARG	-2.287	0.177	-1.853	0.678	-1.785	0.071
	MERVAL	-1.428	0.569	-3.378	0.055	-1.898	0.055
	MSCIEF1	-0.643	0.858	-1.399	0.861	-0.8644	0.341
Brezilya	SCDSBRA	-1.487	0.540	-2.093	0.548	0.640	0.854
	BOVESPA	-1.178	0.686	-3.274	0.071	-1.939	0.050
	MSCIEF2	-0.681	0.849	-1.416	0.856	-0.854	0.346
Şili	SCDSCHL	-0.693	0.846	-2.836	0.185	0.934	0.907
	IGPA	0.184	0.971	-2.047	0.574	-1.379	0.157
	MSCIEF3	-0.558	0.878	-1.742	0.738	-0.990	0.289
Çin	SCDSCHN	-0.592	0.870	-1.963	0.620	1.134	0.934
	SSEC	-1.641	0.461	-1.752	0.727	-0.123	0.642
	MSCIEF4	-0.672	0.851	-1.348	0.875	-0.845	0.350
Kolombiya	SCDSCOL	-0.832	0.809	-2.234	0.469	0.781	0.882
	COLCAP	-0.625	0.862	-2.044	0.575	-1.277	0.186
	MSCIEF5	-0.535	0.887	-1.714	0.745	-1.001	0.285
Yunanistan	SCDSGRC	1.095	0.997	-0.044	0.996	2.191	0.993
	ASE	-1.755	0.403	-2.091	0.549	-0.869	0.339
	MSCIEF6	-1.371	0.597	-1.161	0.916	-0.444	0.522
Hindistan	SCDSIND	-1.295	0.633	-1.276	0.892	0.399	0.798
	SENSEX	-1.282	0.639	-2.811	0.194	-1.598	0.104
	MSCIEF7	-1.372	0.597	-1.170	0.914	-0.324	0.569
Endonezya	SCDSIDN	-1.607	0.478	-1.970	0.616	0.539	0.832
	IDX	1.466	0.550	-2.645	0.260	-0.931	0.313
	MSCIEF8	-0.760	0.829	-1.435	0.850	-0.805	0.367
Malezya	SCDSMYS	-0.877	0.796	-1.995	0.602	0.902	0.902
	KLCI	-1.881	0.341	-2.099	0.545	-0.147	0.637
	MSCIEF9	-0.547	0.879	-1.730	0.737	-0.995	0.287
Filipinler	SCDSPHL	-1.176	0.686	-2.373	0.394	-1.133	0.234
	PSE	-1.144	0.700	-3.124	0.101	-1.336	0.168
	MSCIEF10	-1.872	0.347	-1.656	0.770	0.724	0.871
Rusya	SCDSRUS	0.363	0.913	-1.893	0.658	1.141	0.935
	MOEX	-1.957	0.306	-3.542	0.036	-1.948	0.049
	MSCIEF11	-0.554	0.878	-1.721	0.741	-0.989	0.289
Güney Afrika	SCDSZAF	-0.883	0.794	-1.877	0.666	0.753	0.877
	SWIX	-2.347	0.157	-2.698	0.238	-0.515	0.494
	MSCIEF12	-0.544	0.880	-1.705	0.748	-0.994	0.287
Güney Kore	SCDSKOR	-1.925	0.321	-2.106	0.541	0.248	0.760
	KOSPI	-1.156	0.695	-1.389	0.864	-0.348	0.560
	MSCIEF13	-0.685	0.848	-1.377	0.867	-0.842	0.351
Türkiye	SCDSTUR	-2.121	0.237	-2.080	0.556	-0.967	0.298
	BIST	-0.782	0.823	-1.717	0.743	-0.804	0.367
	MSCIEF14	-0.556	0.877	-1.735	0.735	-0.991	0.290

*MacKinnon (1996) tek yönlü p değerleri.

MOEX dışındaki tüm zaman serileri birinci farkları alındıktan sonra durağan ve VAR analizlerinde kullanılabilir duruma gelmiştir (Tablo 5).

Tablo 5: ADF Birinci Fark Birim Kök Sınamaları

Ülke	Değişken	Sabitli trendsiz t		Sabitli trendli		Sabitli trendsiz	
		t-istatistik	Olasılık*	t-istatistik	Olasılık*	t-istatistik	Olasılık*
Arjantin	SCDSARG	-31.660	0.000	-31.742	0.000	-31.639	0.000
	MERVAL	-29.957	0.000	-29.937	0.000	-29.883	0.000
	MSCIEF1	-24.046	0.000	-24.077	0.000	-24.038	0.000
Brezilya	SCDSBRA	-31.525	0.000	-31.508	0.000	-31.512	0.000
	BOVESPA	-27.971	0.000	-27.952	0.000	-27.86	0.000
	MSCIEF2	-23.980	0.000	-24.009	0.000	-23.974	0.000
Şili	SCDSCHL	-16.984	0.000	-17.008	0.000	-16.900	0.000
	IGPA	-26.246	0.000	-26.307	0.000	-26.193	0.000
	MSCIEF3	-25.755	0.000	-25.773	0.000	-25.740	0.000
Çin	SCDSCHN	-29.195	0.000	-29.202	0.000	-29.134	0.000
	SSEC	-26.992	0.000	-26.976	0.000	-27.012	0.000
	MSCIEF4	-23.594	0.000	-23.624	0.000	-23.588	0.000
Kolombiya	SCDSCOL	-22.363	0.000	-22.367	0.000	-22.324	0.000
	COLCAP	-26.937	0.000	-26.947	0.000	-26.901	0.000
	MSCIEF5	-25.957	0.000	-25.976	0.000	-25.941	0.000
Yunanistan	SCDSGRC	-22.698	0.000	-22.788	0.000	-22.549	0.000
	ASE	-20.067	0.000	-20.048	0.000	-20.064	0.000
	MSCIEF6	-20.829	0.000	-20.850	0.000	-20.844	0.000
Hindistan	SCDSIND	-27.952	0.000	-27.930	0.000	-27.960	0.000
	SENSEX	-21.485	0.000	-21.464	0.000	-21.416	0.000
	MSCIEF7	-20.892	0.000	-20.896	0.000	-20.911	0.000
Endonezya	SCDSIDN	-28.217	0.000	-28.202	0.000	-28.208	0.000
	IDX	-25.660	0.000	-25.649	0.000	-25.656	0.000
	MSCIEF8	-23.301	0.000	-23.326	0.000	-23.300	0.000
Malezya	SCDSMYS	-23.681	0.000	-23.683	0.000	-23.617	0.000
	KLCI	-27.866	0.000	-27.866	0.000	-27.883	0.000
	MSCIEF9	-25.708	0.000	-25.727	0.000	-25.693	0.000
Filipinler	SCDSPHL	-30.114	0.000	-30.107	0.000	-30.100	0.000
	PSE	-23.881	0.000	-23.866	0.000	-23.845	0.000
	MSCIEF10	-24.098	0.000	-24.118	0.000	-24.080	0.000
Rusya	SCDSRUS	-28.477	0.000	-28.490	0.000	-28.434	0.000
	MOEX
	MSCIEF11	-25.970	0.000	-25.989	0.000	-25.955	0.000
Güney Afrika	SCDSZAF	-22.131	0.000	-22.148	0.000	-22.107	0.000
	SWIX	-28.527	0.000	-28.511	0.000	-28.533	0.000
	MSCIEF12	-25.971	0.000	-25.991	0.000	-25.957	0.000
Güney Kore	SCDSKOR	-30.411	0.000	-30.392	0.000	-30.416	0.000
	KOSPI	-16.992	0.000	-17.048	0.000	-17.002	0.000
	MSCIEF13	-23.659	0.000	-23.689	0.000	-23.652	0.000
Türkiye	SCDSTUR	-30.183	0.000	-30.183	0.000	-30.196	0.000
	BIST	-30.205	0.000	-30.227	0.000	-30.206	0.000
	MSCIEF14	-26.039	0.000	-26.055	0.000	-26.022	0.000

*MacKinnon (1996) tek yönlü p değerleri.

Birim kök testlerinden sonra uygun gecikme uzunlukları beş farklı ölçüt kullanılarak belirlenmiştir. Bunlar; LR test istatistiği, son tahmin hata kriteri (FPE), Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve Hannan-

Quinn bilgi kriteridir (HQ). Sınamalar 8 gecikme uzunluğuna kadar yapılmış ve her bir ülke için belirlenen uygun gecikme uzunlukları Tablo 6'de sunulmuştur.

Tablo 6: Uygun Gecikme Uzunlukları

	Uzunluk	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Arjantin	2	-11,409	23.398	95,009*	31.488*	31.621	31.539
Brezilya	1	-10,705	141.999	3,211*	30.404*	30.481*	30.433*
Şili	1	-10,413	41.113	87,754*	24.501*	24.568	24.527*
Çin	1	-7,037	45.273*	174,042*	20.581*	20.660	20.611*
Kolombiya	1	-8,463	37.048*	137,858*	20.348*	20.416	20.374*
Yunanistan	2	-5,997	30.318*	2,964,863*	23.416*	23.589	23.484
Hindistan	3	-6,588	65.265	32,220,993*	25.802*	26.050	25.899*
Endonezya	1	-7,066	49.089	136,738*	20.339*	20.418	20.370*
Malezya	2	-8,038	18.685*	46,348*	19.258*	19.376	19.303
Filipinler	1	-6,727	69.503	2,266*	16.239*	16.308*	16.266*
Güney Afrika	1	-10,641	31.488	14,133,261*	24.978*	25.0445	25.003
Güney Kore	2	-6,488	19.057*	22,102*	18.517*	18.653	18.570
Türkiye	3	-13,598	29.489*	8,000*	31.364*	31.528	31.427

Araştırmanın bir sonraki aşamasında uzun dönemli ilişkiyi tespit edebilmek amacıyla VAR analizine dayalı Johansen Eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Sınama sonrası Arjantin, Güney Afrika ve Türkiye için sıfır hipotezi reddedilmiş ve bu ülkelerde birer adet eşbütünleşik ilişki olduğu, bir diğer ifadeyle ülke temerrüt takasının uzun dönemde hisse senedi endeksine etki ettiği görülmüştür. Yapılan trace (iz) ve maximum eigenvalue (maksimum özdeğer) testlerinden elde edilen bulgular birbirleriyle örtüşmektedir. Normalize edilmiş matris değerler söz konusu ülkelerdeki ilişkilerin tamamının pozitif yönde istatistiki açıdan anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 7: Johansen Eşbütünleşme Testi

Ülke	Seriler	İlişki Hipotezi	λ_{max}	λ_{trace}	Kritik değer	Olasılık.**
Arjantin	SCDSARG, MER-VAL, MSCIEF1	Eşbütünleşme yok*	0.041	30.459	21.132	0.002
		En çok 1 eşbütünleşme	0.010	7.603	14.265	0.420
		En çok 2 eşbütünleşme	0.001	0.490	3.841	0.484
Brezilya	SCDSBRA, BO-VESPA, MSCIEF2	Eşbütünleşme yok	0.0257	24.526	29.797	0.179
		En çok 1 eşbütünleşme	0.007	6.008	15.495	0.695
		En çok 2 eşbütünleşme	0.001	0.661	3.841	0.416
Şili	SCDSCHL, IGPA, MSCIEF3	Eşbütünleşme yok	0.016	19.734	29.797	0.441
		En çok 1 eşbütünleşme	0.007	6.150	15.495	0.678
		En çok 2 eşbütünleşme	7.800	0.067	3.841	0.796

Çin	SCDSCHN, SSEC, MSCIEF4	Eşbütünlüşme yok	0.0123	12.579	29.797	0.910
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.005	3.545	15.495	0.937
		En çok 2 eşbütünlüşme	5.210	0.036	3.841	0.849
Kolombiya	SCDSCOL, COL- CAP, MSCIEF5	Eşbütünlüşme yok	0.015	21.297	29.797	0.339
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.010	8.867	15.495	0.378
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.000	0.131	3.841	0.717
Yunanistan	SCDSGRC, ASE, MSCIEF6	Eşbütünlüşme yok	0.021	10.946	21.132	0.653
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.011	5.697	14.265	0.652
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.000	0.073	3.841	0.786
Hindistan	SCDSIND, SEN- SEX, MSCIEF7	Eşbütünlüşme yok	0.028	19.133	29.797	0.483
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.005	4.210	15.495	0.886
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.003	1.405	3.841	0.236
Endonezya	SCDSIDN, IDX, MSCIEF8	Eşbütünlüşme yok	0.023	25.395	29.79707	0.1478
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.011	9.140	15.49471	0.3526
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.002	1.312	3.841466	0.2520
Malezya	SCDSIMYS, KLCI, MSCIEF9	Eşbütünlüşme yok	0.021	24.205	29.79707	0.1919
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.007	6.226	15.49471	0.6688
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.000	0.131	3.841466	0.7175
Filipinler	SCDSPHL, PSE, MSCIEF10	Eşbütünlüşme yok	0.013	18.479	29.79707	0.5309
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.007	7.681	15.49471	0.5001
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.001	1.615	3.841466	0.2038
Güney Afrika	SCDSZAF, SWIX, MSCIEF12	Eşbütünlüşme yok*	0.026	22.508	21.132	0.032
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.012	10.156	14.265	0.202
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.001	1.077	3.841	0.299
Güney Kore	SCDSKOR, KOSPI, MSCIEF13	Eşbütünlüşme yok	0.023	16.422	21.132	0.201
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.007	4.754	14.265	0.772
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.001	0.488	3.841	0.485
Türkiye	SCDSTUR, BIST, MSCIEF14	Eşbütünlüşme yok*	0.243	242.655	21.132	0.000
		En çok 1 eşbütünlüşme	0.007	6.990	15.495	0.579
		En çok 2 eşbütünlüşme	0.001	0.490	3.841	0.484

* hipotezin 0,05 anlamlılık düzeyinde kabul edilmediğini göstermektedir.

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p* değerleri.

Son aşamada ise Granger nedensellik testi ile değişkenler arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bulgular ülke bazında yüzde 5 anlamlılık düzeyinde ele alındığında;

Arjantin'e ait ülke temerrüt takası ile hem MERVAL hisse senedi endeksi hem de MSCIEF gelişmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. MERVAL ise MSCIEF'in Granger nedenidir.

Brezilya BOVESPA hisse senedi endeksi ile ülke kredi temerrüt takası ve MSCIEF gelişmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

- Şili ülke kredi temerrüt takası ile MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca IGPA hisse senedi MSCIEF'in Granger nedenidir.
- MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi Çin ülke temerrüt takasının Granger nedenidir.
- Kolombiya ülke kredi temerrüt takası ile MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Ayrıca, Kolombiya COLCAP hisse senedi endeksinin MSCIEF'in Granger nedeni olduğu anlaşılmaktadır.
- Hindistan'a ait ülke temerrüt takası hem SENSEX hisse senedi endeksi hem de MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksinin Granger nedenidir.
- Endonezya IDX hisse senedi endeksi ülke kredi temerrüt takasının, MSIEF ise hem ülke kredi temerrüt takasının hem de IDX hisse senedi endeksinin Granger nedenidir.
- Malezya KLCI hisse senedi endeksi ülke kredi temerrüt takasının, MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi ise hem ülke temerrüt takasının hem de KLCI hisse senedi endeksinin Granger nedenidir.
- Filipinler ülke temerrüt takası primlerinin PSE hisse senedi endeks değerleri ile MSCIEF'in Granger nedeni olduğu görülmüştür. Ayrıca PSE ile MSCIEF arasında tek yönlü kısa dönem nedensellik ilişkisi vardır.
- Güney Afrika ülke temerrüt takası ile MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. SWIX hisse senedi endeksi ise hem ülke temerrüt takasının hem de MSCIEF'nin Granger nedenidir.
- Türkiye ülke kredi takası ile hem BİST hisse senedi endeksi hem de MSCIEF geliştirmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında çift yönlü kısa dönem nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. BİST ise MSCIEF'in Granger nedenidir.

Tablo 8: Granger Nedensellik Testi

Ülke	h_0 İlişki Hipotezi	Olasılık	Karar	Ülke	h_0 İlişki Hipotezi	Olasılık	Karar
Arjantin	SCDSARG → Merval	0,000*	Ret	Endonezya	SCDSIDN → IDX	0.142	Kabul
	SCDSARG → MSCIEF1	0,001*	Ret		SCDSIDN → MSCIEF8	0.121	Kabul
	Merval → SCDSARG	0,000*	Ret		IDX → SCDSIDN	0.015*	Ret
	Merval → MSCIEF1	0,000*	Ret		IDX → MSCIEF8	0.533	Kabul
	MSCIEF1 → SCDSARG	0,006*	Ret		MSCIEF8 → SCDSIND	0.003*	Ret
	MSCIEF1 → Merval	0,129	Kabul		MSCIEF8 → IDX	0.031*	Ret
Brezilya	SCDSBRA → BOVESPA	0.661	Kabul	Malezya	SCDSMYS → KLCI	0.094	Kabul
	SCDSBRA → MSCIEF2	0.377	Kabul		SCDSMYS → MSCIEF9	0.163	Kabul
	BOVESPA → SCDSBRA	0,000*	Ret		KLCI → SCDSMYS	0.037*	Ret
	BOVESPA → MSCIEF2	0,000*	Ret		KLCI → MSCIEF9	0.600	Kabul
	MSCIEF2 → SCDSBRA	0.055	Kabul		MSCIEF9 → SCDSMYS	0.049*	Ret
	MSCIEF2 → BOVESPA	0.062	Kabul		MSCIEF9 → KLCI	0.005*	Ret
Şili	SCDSCHL → IGPA	0.765	Kabul	Filipinler	SCDSPHL → PSE	0.036*	Ret
	SCDSCHL → MSCIEF3	0,00*	Ret		SCDSPHL → MSCIEF10	0.020*	Ret
	IGPA → SCDSCHL	0.381	Kabul		PSE → SCDSPHL	0.233	Kabul
	IGPA → MSCIEF3	0.023*	Ret		PSE → MSCIEF10	0.047*	Ret
	MSCIEF3 → SCDSCHL	0.035*	Ret		MSCIEF10 → SCDSPHL	0.155	Kabul
	MSCIEF3 → IGPA	0.392	Kabul		MSCIEF10 → PSE	0.518	Kabul
Çin	SCDSCHN → SSEC	0.705	Kabul	Güney Afrika	SCDSZAF → SWIX	0.164	Kabul
	SCDSCHN → MSCIEF4	0.067	Kabul		SCDSZAF → MSCIEF12	0.000*	Ret
	SSEC → SCDSCHN	0.979	Kabul		SWIX → SCDSZAF	0.003*	Ret
	SSEC → MSCIEF4	0.240	Kabul		SWIX → MSCIEF12	0.000*	Ret
	MSCIEF4 → SCDSCHN	0.024*	Ret		MSCIEF12 → SCDSZAF	0.008*	Ret
	MSCIEF4 → SSEC	0.906	Kabul		MSCIEF12 → SWIX	0.114	Kabul
Kolombiya	SCDSCOL → COLCAP	0.658	Kabul	Güney Kore	SCDSKOR → KOSPI	0.326	Kabul
	SCDSCOL → MSCIEF5	0,000*	Ret		SCDSKOR → MSCIEF13	0.265	Kabul
	COLCAP → SCDSCOL	0.112	Kabul		KOSPI → SCDSKOR	0.527	Kabul
	COLCAP → MSCIEF5	0.026*	Ret		KOSPI → MSCIEF13	0.575	Kabul
	MSCIEF5 → SCDSCOL	0.009*	Ret		MSCIEF13 → SCDSKOR	0.444	Kabul
	MSCIEF5 → COLCAP	0.078	Kabul		MSCIEF13 → KOSPI	0.067	Kabul
Yunanistan	SCDSGRC → ASE	0.491	Kabul	Türkiye	SCDSTUR → BİST	0.000*	Ret
	SCDSGRC → MSCIEF6	0.453	Kabul		SCDSTUR → MSCIEF14	0.049*	Ret
	ASE → SCDSGRC	0.212	Kabul		BİST → SCDSTUR	0.079*	Ret
	ASE → MSCIEF6	0.269	Kabul		BİST → MSCIEF14	0.024*	Ret
	MSCIEF6 → SCDSGRC	0.463	Kabul		MSCIEF14 → SCDSTUR	0.002*	Ret
	MSCIEF6 → ASE	0.085	Kabul		MSCIEF14 → BİST	0.0724	Kabul
Hindistan	SCDSIND → SENSEX	0.000*	Ret				
	SCDSIND → MSCIEF7	0.000*	Ret				
	SENSEX → SCDSIND	0.143	Kabul				
	SENSEX → MSCIEF7	0.846	Kabul				
	MSCIEF7 → SCDSIND	0.752	Kabul				
	MSCIEF7 → SENSEX	0.659	Kabul				

5. Sonuç

Risk algısında ortaya çıkan değişimlerin en hızlı yansıdığı piyasalardan birisi hisse senedi piyasaları olarak kabul edilmektedir. Ülke kredi temerrüt risk primi ise bir ülkeye yönelik risk algısının başlıca göstergelerindedir. Ülke temerrüt takas primleri ile SCDS hisse senedi endeksleri arasında nedensellik ilişkisinin varlığı finans literatüründe tartışılan konulardan birisidir. Bu çalışmada gelişmekte olan finansal piyasalarda ülke temerrüt takas primleri ile hisse senedi endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Tüm kıtalara dağılmış olan gelişmekte olan ülkeler; sahip oldukları kaynaklar, tarihsel geçmişleri, ekonomik, demografik ve siyasi yapıları, buldukları zaman dilimi ve küresel finansal piyasalarla bütünleşme gibi çeşitli açılardan farklılıklar gösterebilmektedirler. Bu nedenlerle araştırmanın sonuçlarının da ülkelere göre farklılık göstermesi beklenebilir.

Çalışmada ilk olarak zaman serilerinin durağanlığı Dickey-Fuller (DF) birim kök testi ile sınanmıştır. Bulgular Rusya MOEX hisse senedi endeksi serisini düzey durağan, diğer tüm serilerin ise birinci farkları alındığında durağan olduklarını göstermiştir ve bu nedenle Rusya'ya ait seriler modelden çıkarılmıştır. İkinci aşamada zaman serileri arasındaki uzun dönemli anlamlı ilişkinin varlığını belirleyebilmek için VAR analize dayalı Johansen Eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Sınama sonrası Arjantin, Güney Afrika ve Türkiye ülke temerrüt takasının uzun dönemde ilgili ülkeler ait hisse senedi endekslerine etki ettiği görülmüştür. Daha sonra gerçekleştirilen Granger sınamalarında Yunanistan ile Güney Kore'de araştırılan değişkenler açısından nedensellik ilişkisi belirlenememiştir. Arjantin, Brezilya, Şili, Çin, Kolombiya, Hindistan, Endonezya, Malezya, Filipinler ve Güney Afrika'da ülke kredi temerrüt takası, ülke hisse senedi endeksi ve/veya MSCIEF gelişmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında istatistiksek olarak anlamlı ilişkiler olduğu görülmüştür. Türkiye ülke kredi takası ile hem BİST hisse senedi endeksi, hem de MSCIEF gelişmekte olan piyasalar hisse senedi endeksi arasında çift yönlü kısa dönem nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Araştırmanın sonuçları; Chan ve Zhang'ın (2009) Güney Kore, Endonezya, Malezya, Filipinler için 2001-2007 dönemine ait verilerle gerçekleştirdikleri ve SCDS primlerinin hisse senedi piyasasına öncülük etmekte olduğunu ve hisse senedi endeksleri ile SCDS primleri arasında güçlü bir negatif korelasyon bulunduğunu belirledikleri çalışmayla; Shear vd.'nin (2017) 2004-2012 dönemi için Pakistan SCDS göstergeleri

ile KSE100 Endeksi arasında buldukları anlamlı nedensellik ilişkisi sonuçlarıyla; Gün'ün (2018) Brezilya, Şili ve Kolombiya'nın 2010-2017 döneminde ülke kredi temerrüt takas marjları ile hisse senedi fiyatları arasında negatif anlamlı ilişki belirledikleri araştırma ile uyumludur. Buna karşın Kadooğlu vd.nin (2016) 2010-2015 döneminde Endonezya'da SCDS primleri hassas bir ilişki olmadığını ortaya koydukları çalışmadan farklılaşmaktadır.

Yapraklı ve Güngör'ün (2007) 1986-2006 verileriyle gerçekleştirdikleri araştırmanın sonuçlarına göre Türkiye'de ülke risk primleri ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Kayhan vd. ne göre (2016) Türkiye ekonomisinde SCDS primlerindeki görece değişimler BİST100'ü etkilemektedir. Hancı'da (2014) 2008-2012 döneminde SCDS baz puanı ile BİST-100 getirileri arasında negatif anlamlı yönlü bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Eren ve Başar'a göre (2016) 2005-2014 dönemi verileri dikkate alındığında kredi temerrüt takas işlemleri kısa vadede hisse senedi fiyatlarını olumsuz yönde etkilemektedir. Araştırmanın sonuçları ilgili çalışmalarla uyumludur. Ancak, Kadooğlu vd. (2016) Türkiye açısından SCDS primleri ile borsa endeks kapanışları arasındaki ilişkinin zayıf olduğunu ve Eren ile Başar (2016) kredi temerrüt takas işlemleri ile BİST-100 Endeksi arasında uzun vadede ilişki bulunmadığını belirlemişlerdir. Çalışmada, ilgili araştırmaların aksine, Türkiye'de ülke kredi temerrüt takası ile BİST hisse senedi endeksi arasında çift yönlü ve anlamlı kısa dönem nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kaynakça

- Acharya, V. V.; Drechsler, I. & Schnabl, P. (2011). A Pyrrhic Victory? Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk. *The Journal of Finance*, 69, 2689-2739.
- Angeloni, H. & Wolff, G.B. (2012). Are Banks Affected by Their Holdings of Government Debt? *Bruegel Working Paper*, 2012/07.
- Apergis, N. (2017). *The Greek Debt Crisis - The Role of Sovereign CDS Spreads for Stock Prices, Evidence from the Athens Stock Exchange Over a 'Default' Period*, Springer.
- Aydın Kadooğlu, G.; Hazar, A. ve Çütçü, İ. (2016). Kredi Temerrüt Takası İle Menkul Kıymet Borsaları Arasındaki İlişki: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Uygulamaları, *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 1-21.
- Balı, S. ve Yılmaz, Z. (2012). Kredi Temerrüt Takası Marjları ile İMKB 100 Endeksi Arasındaki İlişki, *16. Finans Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, Erzurum Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 10-13 Ekim, Erzurum, 83-104.
- Bank for International Settlements (2011). The Impact of Sovereign Credit Risk on Bank Funding Conditions, *Committee on the Global Financial System Papers* No: 43.
- Başarı, Ç. ve Ketten, M. (2016). Gelişmekte Olan Ülkelerin CDS Primleri ile Hisse Senetleri ve Döviz Kurları Arasındaki Kointegrasyon İlişkisi, *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380.
- Bekaert, G. & Harvey, C.R. (2002). The Dynamics of Emerging Market Equity Flows. *Journal of International Money and Finance*, 21(3), 295-350.
- Bolak, M. (1991). *Sermaye Piyasası Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi*, Beta Yayınları, İstanbul.
- Bolton, P. & Jeanne, O. (2011). Sovereign Default Risk and Bank Fragility in Financially Integrated Economies, *IMF Economic Review*, 59 (2), 162 -194.
- Byström, H. (2005). F Prices: The Itraxx CDS Index Market, *Department of Economics Working Paper No:24*, Lund University - Sweden.
- Chan, K.C.; Fung, H.G. & Zhang, G. (2009). On the Relationship Between Asian Sovereign Credit Default Swap Markets and Equity Markets, *Journal of Asia Business Studies*, 4(1), 3-12.
- Chan-Lau, J.A. & Kim, Y.S. (2004). *Equity Prices, Credit Default Swaps, and Bond Spreads in Emerging Markets*, IMF Working Paper, WP/04/07.
- Coronado, M.; Corzo, T. & Lazcano, L. (2011). A Case for Europe: The Relationship between Sovereign CDS and Stock Indexes, *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63.
- Corzo, M.T.; Gomez, J. & Lazcano, L. (2012). The Co-movement of Sovereign Credit Default Swaps, Sovereign Bonds and Stock Markets in Europe, <http://ssrn.com/abstract=2000057>, Erişim Tarihi: 23.04.2019.
- Çetin, A. (2005). Türkiye'deki Ekonomik Dalgaların Belirleyicileri: Var Analiz Yaklaşımı, *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 236, 96-104.

- Değirmenci, Nurdan ve Pabuccu, Hakan (2016). Risk Primi ile BİST-100 Etkileşiminin İncelenmesi, 17. *Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, Cumhuriyet Üniversitesi Ekonometri Bölümü, 2-4 Haziran, Sivas, 101-102.
- Demirgüç-Kunt, A. ve Huizingab, H. (2013). Are Banks too Big to Fail or too Big to Save? International Evidence from Equity Prices and CDS Spreads, *Journal of Banking and Finance*, 37(3), 875-894.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley&Sons, Inc., New York
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Eren, M. ve Başar, S. (2016). Effects Of Credit Default Swaps (CDS) on BIST-100 Index, *Ecoforum*, 5 (Special Issue), 123-129.
- Fama, E. (1965a). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, (38), 34–105.
- Fama, E. (1965b). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, (21), 55–69.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, (25) 383–417.
- Flannery, M.J.; Houston, J.F. & Partnoy, F. (2010). Credit Default Swap Spreads as Viable Substitutes for Credit Ratings, *University of Pennsylvania Legal Studies Research Paper Series Research Paper No: 10-31*.
- Fonseca, J.D. & Gottschalk, K. (2018). The Co-Movement of Credit Default Swap Spreads, Equity Returns and Volatility: Evidence from Asia-Pacific Markets, *International Review of Finance*, <https://doi.org/10.1111/irfi.12237>. Erişim Tarihi: 23.04.2019.
- Fontana, A. & Scheicher, M. (2010). An Analysis of Euro Area Sovereign CDS, *European Central Bank Working Paper Series*, 1271.
- Fung, H..G.; Sierra, G.E.; Yau, J. & Zhang, G. (2008). Are the U.S. Stock Market and Credit Default Swap Market Related? Evidence from the CDX Indices, *Journal of Alternative Investments*, 11 (1), 43-61.
- Gapen, M.; Gray, D.; Lim, C.H. & Xiao, Y. (2008). Measuring and Analyzing Sovereign Risk with Contingent Claims. *IMF Staff Papers*, 55(1), 109-148.
- Göktaş, Ö. (2005). *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*, İstanbul: Beşir Kitabevi.
- Gatarek, L. & Wojtowicz, M. (2015). The Relation between Sovereign Credit Default Swap Premium and Banking Sector Risk in Poland, *Narodowy Bank Polski Working Paper No: 222*.
- Göktaş Y.Ö. (2005). Türkiye Ekonomisinde Büyüme ile İşsizlik Oranları Arasındaki Nedenellik İlişkisi, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2, 11-29.
- Gujarati, D.N. & Porter, D. (2009). *Basic Econometrics*, McGraw-Hill Irwin, Boston.

- Gün, M. (2018). The Co-Movement of Credit Default Swaps and Stock Markets in Emerging Economies, *Recent Perspectives and Case Studies in Finance and Econometrics*, First Adition, 55-69.
- Hancı, G. (2014). Kredi Temerrüt Takasları ve BİST-100 Arasındaki İlişkinin İncelenmesi, *Maliye Finans Yazıları*, 28 (102), 9-22.
- Hull, J.C. (2008). *Options, Futures and Other Derivatives* (7th Edition), Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Jeanneret, A. (2017). Sovereign Default Risk and the U.S. Equity Market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(1), 305-339.
- Johansen, S. (1988). The Mathematical Structure of Error Correction Models, *Contemporary Mathematics*, 80, 359-386.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press, Oxford.
- Kayhan, S.; Adıgüzel, U. ve Bayat T. (2016). CDS Primlerinin Borsa Endeksleri Üzerindeki Etkisi: BİST-100 Örneği, *17. Uluslararası Ekonometri, Yöneyem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, Cumhuriyet Üniversitesi Ekonometri Bölümü, 2-4 Haziran, Sivas, 290-293.
- Kaminsky, G.L.; Reinhart, C. & Vegh, C.A. (2003). The Unholy Trinity of Financial Contagion, *Journal of Economic Perspectives* 17(4), 51-74.
- Kendirli, S. ve Çankaya, M. (2016). Döviz Kuru Ve Enflasyonun BİST Banka Endeksi Üzerindeki Etkisi, *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(3), 217-227.
- Kılıcı, E.N. (2017). CDS Primleri ile Ülke Kredi Riski Arasındaki İlişkinin Değerlendirilmesi; Türkiye Örneği, *Maliye Finans Yazıları*, 108, 71-86.
- Kiyotaki, N. & John, M. (2005). Financial Deepening, *Journal of European Economic Association: Papers and Proceedings*. No: 3, 701-713.
- Kunt, A.S. ve Taş, O. (2008). Kredi Temerrüt Swapları ve Türkiye'nin CDS Priminin Tahmin Edilmesine Yönelik Bir Uygulama. *İTÜ Dergisi* 5(1), 78-89.
- Kliber, A. (2011). Sovereign CDS Instruments in Central Europe-Linkages and Interdependence, *Dynamic Econometric Models*, 11, 111-128.
- Löffler, G. (2003). The Effects of Estimation Error on Measures of Portfolio Credit Risk, *Journal of Banking and Finance*, 27(8), 1427-1453.
- Mataev, M. (2012). The Effect of Sovereign Credit Rating Announcements on Emerging Bond and Stock Markets: New Evidences, *Oxford Journal: An International Journal of Business and Economics*, 7(1), 28-41.
- Mataev, M. & Marinova, E. (2019). Relation between Credit Default Swap Spreads and Stock Prices: A Non-linear Perspective, *Journal of Economics and Finance*, 43 (1), 1-26.

- Mensi, W.; Hammoudeh, S. & Yoon, S.M. (2016). Asymmetric Linkages Between BRICS Stock Returns and Country Risk Ratings: Evidence from Dynamic Panel Threshold Models, *Review of International Economics*, 24(1), 1-19.
- Merton, R.C. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure Of Interest Rates, *The Journal of Finance*, 29(2): 449-470.
- Miranda, R.C.; Tabak, Benjamin M. & Mederious J. Mauricio (2012). *Contagion in CDS, Banking and Equity Markets*, The Banco Central do Brasil, Working Paper No: 293.
- Norden, L. & Weber, M. (2009). The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: An Empirical Analysis, *European Financial Management*, 15 (3), 529-562.
- Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics, A Time Series Approach*. Palgrave Macmillan, Basingstoke, United Kingdom.
- Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, *Department of Economics Working Papers 2000-03*, Department of Economics, Williams College.
- Realdon, M. (2008). Credit Default Swap Rates and Stock Prices, *Applied Financial Economics Letters*. 4 (4), 241-248.
- Shear, F.; Butt, H.A. & Badshah, I. (2017). An Analysis of The Relationship between the Sovereign Credit Default Swaps and The Stock Market of Pakistan through Handling Outliers, *8th Economics and Finance Conference*, London, 143-159.
- Sovbetov, Y. & Saka, H. (2018). Does It Take Two to Tango: Interaction Between Credit Default Swaps and National Stock Indices, *Journal of Economics and Financial Analysis*, 2 (1), 129-149.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D.Ç. (2009). Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama, *Yönetim ve Ekonomi*, 16(2), 95:105.
- Yapraklı, S. ve Güngör, B. (2007). Ülke Riskinin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: İMKB-100 Endeksi Üzerine Bir Araştırma, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 62, 199- 218.
- Yenice, S. ve Hazar, A. (2015). Gelişmekte Olan Ülkelerdeki Risk Primleri ile Menkul Kıymet Borsalarının Etkileşiminin İncelenmesi, *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 2 (2), 135-151.
- Yu, F. (2006). How Profitable is Capital Structure Arbitrage? *Financial Analysts Journal*, 62(5), 47-62.

