

## GÜVEN ENDEKSLERİ İLE HİSSE SENEDİ PİYASASI ARASINDAKİ NEDENSELLİK ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Osman TÜZÜN<sup>1</sup> Işıl Erem CEYLAN<sup>2</sup> Fatih CEYLAN<sup>3</sup>

### Makale Bilgisi

*Araştırma Makalesi*  
DOI: 10.35379/cusosbil.998730

*Makale Geçmişi:*  
Geliş 21.09.2021  
Düzeltilme 05.10.2021  
Kabul 29.10.2021

*Anahtar Kelimeler:*  
*Kredi Temerrüt Takası (CDS),*  
*Güven Endeksleri,*  
*Bootstrap Nedensellik,*  
*Hisse Senedi Piyasaları.*

### ÖZ

Ekonomide güven ortamının tahsis edilmesi yatırımcıların hem bugünkü hem de gelecekteki yatırım kararları açısından önemlidir. Hisse senedi piyasaları ise ulusal ve uluslararası yatırımcılar açısından yatırımlarını değerlendirme noktasında finansal piyasalar içerisinde önemli bir öncü göstergedir. Bu bağlamda yatırımcıların yatırım kararlarına ekonomide güven unsurunun etkisi literatürde tartışma konusudur. Buradan hareketle bu çalışmada güven endeksleri ile hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmektedir. Bu çerçevede hem uluslararası güven göstergesi olan kredi temerrüt takası (CDS) hem de Türkiye’de hesaplanan güven endeksleri (Finansal Hizmetler Güven Endeksi, Reel Kesim Güven Endeksi ve Tüketici Güven Endeksi) ile Hisse senedi piyasası ve alt sektörleri arasında ilişki 2012:05-2018:11 dönemleri arasında analiz edilmiştir. Çalışmada tüm örneklem için Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen Bootstrap Nedensellik testi ile zaman içinde ortaya çıkan yapısal değişimleri dikkate alan Balcılar vd. (2010) tarafından geliştirilen Bootstrap Kayan Pencere (Bootstrap Rolling Windows) nedensellik testi uygulanıp karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir. Elde edilen bulgulara göre genellikle CDS, Finansal Hizmetler Güven Endeksi ve Reel Kesim Güven Endekslerinin sırasıyla BİST100, BİST Sanayi ve BİST Mali sektörleri ile nedensellik ilişkisi gösterdiği ve bu değişkenler arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ifade edilebilir. BİST100 endeksinin ise Tüketici Güven Endeksinin etkilediği ve iki değişken arasında nedensellik ilişkisinin tek yönlü olduğu görülmektedir.

## THE CAUSALITY ANALYSIS BETWEEN CONFIDENCE INDICES AND STOCK MARKET: THE CASE OF TURKEY

### Article Info

*Research Article*  
DOI: 10.35379/cusosbil.998730

*Article History:*  
Received 21.09.2021  
Revised 05.10.2021  
Accepted 29.10.2021

*Keywords:*  
*Credit Default Swap (CDS),*  
*Confidence Index,*  
*Bootstrap Causality,*  
*Stock Markets.*

### ABSTRACT

Allocating an atmosphere of trust in the economy is important for investors in both present and future investment decisions. Stock markets, on the other hand, are an important leading indicator in financial markets in terms of evaluating their investments for national and international investors. In this context, the effect of trust in the economy in the investment decisions of investors is the subject of discussion in the literature. Thus, this study examines the causality relationship between confidence indices and stock markets. Both international confidence indicator is the credit default swap in this context (CDS) as well as Turkey's calculated confidence index (Financial Services Confidence Index, Real Sector Confidence Index and Consumer Confidence Index) and the relationship between the stock market and sub sectors by 2012: 05-Analyzed between 2018: 11 periods. Considering the structural changes over time with the Bootstrap Causality test developed by Hacker and Hatemi-J (2012) for the whole sample in the study. We applied the Bootstrap Rolling Windows (Bootstrap Rolling Windows) causality test developed by Balcılar et al. (2010) and evaluated the results comparatively. According to the findings, it can be stated that CDS, Financial Services Confidence Index and Real Sector Confidence Indices affect BIST100, BIST Industry, and BIST Financial sectors respectively, so there is a uni-directional causality relationship between these variables. On the other hand, it is seen that BIST100 index affects the Consumer Confidence Index and there is a uni-directional causality relationship between the two variables.

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, osman.tuzun@usak.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4765-6985

<sup>2</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, isil.erem@usak.edu.tr, ORCID: 0000-0001-6825-8495

<sup>3</sup> Araş. Gör. Dr., Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, fatih.ceylan@usak.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3685-2032

Alıntılanmak için/Cite as: Tüzün, O., Ceylan, I. E., Ceylan, F. (2021), Güven Endeksleri İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki Nedensellik Analizi: Türkiye Örneği, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 30 (2), 166-181.

## GİRİŞ ve LİTERATÜR

Teorik olarak yatırımcılar düşük getirili olsalar da özellikle ekonomik daralma dönemlerinde giderek düşük riskli yatırımlar talep etmekte ve böylece yatırımlar riske daha duyarlı hâle gelmektedir. Öte yandan, yatırımcılar genişleme dönemlerinde ise yatırım yapmaya daha istekli hâle gelmektedir. Bu çerçevede 2008 küresel mali krizinin birçok ülkede finansal sektör üzerinde yıkıcı etkileri nedeniyle yatırımcıların risk iştahları da değişmiştir (Hassan vd., 2017). Krizin ardından finansal kurumların karşılaştıkları ödeme güçlükleri nedeniyle CDS, kredi riskleri hakkında önemli bilgiler içeren bir önlem ve bu risklerin en uygun alıcılar tarafından üstlenilmesini sağlayan bir araç olarak önem kazanmıştır (Stulz; 2010, Tamakoshi & Hamori, 2013). Bu bağlamda CDS özellikle son zamanlarda küresel pazarın büyümesi ve kredi derecelendirme kuruluşlarının krizin sebebi olarak gösterilmesi (Rona-Tas & Hiss, 2010) nedeniyle ülkelerin finansal risklerinin ölçülmesinde literatürde daha sık kullanılır olmuştur (Flannery vd., 2010; Galil vd., 2014).

CDS, genel olarak finansal kıymetlerin (özellikle tahvil) ödeme yükümlülüklerini yerine getirmeme riskinin başka bir aracı tarafından sigorta altına alınmasını ifade etmektedir. Elinde tahvil bulunduran kişi ya da kurumlar söz konusu hizmete ilişkin bir prim ödemesi yapmaktadır (Hull, 2012, s. 572). Risk ve belirsizlik unsuru yatırımcıları, tasarruflarını yönlendirmeleri konusunda oldukça etkilemektedir. Dolayısıyla risk ve belirsizliklerin arttığı dönemlerde CDS'ler için ödenen primler de artmaktadır. Yani CDS primlerinin artması finansal risklerin arttığını göstermektedir. Bu etki özellikle gelişmekte olan piyasalarda daha fazla hissedilmektedir. Uluslararası yatırımcılar için finansal kararların alınması açısından önem teşkil eden Kredi Temerrüt Takası (CDS) primleri Türkiye'nin de dâhil olduğu gelişmekte olan piyasalarda özellikle takip edilmektedir.

Finansal piyasalarda faaliyette bulunan aktörler, sürekli iletişim içerisinde. Bu iletişim aynı zamanda sürekli bilgi akışı anlamına gelmektedir. Bilgi akışı istikrarlı bir piyasada sorunlara sebebiyet vermezken, risk ve belirsizliklerin olduğu piyasalarda ters seçim ve ahlaki tehlike sorununa yol açar (Erem Ceylan vd., 2018). Bu durumda yatırımcılar yatırım kararı alırken yatırımcı hissi (Lemmon & Portniaguin, 2006) piyasaya duyulan güven (Otoo, 1999; Brown & Cliff, 2004), aşırı veya beklenenden az tepki (De Bondt & Thaler, 1985) ve sürü psikolojisi (Bikhchandani & Sharma, 2001) son derece etkili olan faktörlerin başında gelmektedir. Piyasa katılımcılarının piyasaya yönelik algılarının ölçüldüğü göstergelerin oluşturulması finansal piyasaların ekonomik konjonktür içerisinde nasıl hareket edeceklerinin öngörülmesi açısından da önemlidir. Bu amaçla yatırımcıların duyarlılığını ölçmek için CDS'in yanı sıra ekonomik koşulları dikkate alan ve resmî kurumların yayımlanmış olduğu çeşitli ölçüm teknikleri kullanılmaktadır. Güven endeksleri bu göstergeler içerisinde değerlendirilebilecek ölçüm teknikleri olarak kullanılabilir (Delong vd., 1990; Schmeling, 2009).

Finansal Hizmetler Güven Endeksi (FHGE), Finansal Hizmetler Anketi (FHA) dikkate alınarak hesaplanan bir göstergedir. FHA; finansal kuruluşların işlem hacimlerini, elde ettikleri gelirleri, istihdam ettikleri işçi sayılarını, faaliyet gelir ve giderlerini, kârlılık seviyelerini, sermaye harcamalarını, yurt içi ve yurt dışı rekabet edebilirlik seviyelerini ve pazar paylarını dikkate alan bir anket çalışmasıdır. FHGE, FHA sorularına verilen yanıtlardan hareketle ağırlıklı olarak birleştirilen denge değerlerine 100 rakamı ilave edilerek hesaplanan endeks değerlerinin aritmetik ortalaması alınarak elde edilmektedir. (TCMB-Metaveri)<sup>4</sup>. FHGE TCMB tarafından aylık ve üç aylık olarak farklı anketler uygulanarak hesaplanmaktadır. Tüketici Güven Endeksi (TGE), tüketicilerin mevcut ekonomik şartlarının ve ekonominin bütününe ait birtakım ekonomik şartların dikkate alınarak, çeşitli iktisadi davranışların (tüketim, tasarruf, vs.) takip edildiği bir göstergedir. Söz konusu gösterge, Tüketici Eğilim Anketi adı verilen, çeşitli sorulara verilen cevapların analiz edilmesiyle oluşturulmaktadır. Tüketici Eğilim Anketinde sadece mevcut ekonomik duruma ilişkin değerlendirmeler değil, aynı zamanda karar birimlerinin gelecek dönemlere ilişkin beklentileri de dikkate alınmaktadır. Tüketici Güven Endeksi, Tüketici Eğilim Anketi sorularına verilen cevaplardan hareketle hesaplanmakta, 0 ve 200 sayıları arasındaki değerlerden oluşmaktadır. Eğer Tüketici güven endeksi 100'den büyük bir değer almışsa, tüketicilerin iyimser bir durumda olduğu, 100'den küçük bir değer alması durumunda ise tüketicilerin kötümser bir bakış açısına sahip olduğu anlaşılmaktadır.<sup>5</sup> Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) reel sektörde faaliyet gösteren aktörlerin ve temsilcilerin temel iktisadi koşulları nasıl değerlendirdiğini ölçmek amacıyla hesaplanmaktadır. İktisadi Yönelim Anketi (İYA) ise, imalat sanayinde faaliyette bulunan firma yetkililerinin; geçmiş, şimdiki zaman ve gelecekte oluşacak iktisadi duruma

<sup>4</sup><https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/34352274-ecd6-4c08-8ec4-50a19de26613/FHAMetaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-34352274-ecd6-4c08-8ec4-50a19de26613-ml7FAbE>

<sup>5</sup> <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php/?evds/dashboard/4985>

ilişkin değerlendirme ve beklentilerinin takip edilerek imalat sanayinde oluşacak eğilimlerin ortaya çıkarıldığı temel bir gösterge niteliğindedir<sup>6</sup>.

Yukarıda ifade edildiği gibi hesaplanan güven endeksleri tüketicilerin ve üreticilerin mevcut ekonomik duruma ilişkin değerlendirmelerini ve geleceğe yönelik beklentileri hakkında göstergeler olarak kabul görmektedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde güven endeksleri piyasanın bütününe ilişkin beklentileri ortaya koyması açısından akademik literatürde çalışmalara konu olması gereken bir göstergedir. Bu bağlamda çalışmada literatürde yapılan çalışmalar iki gruba ayrılmıştır. İlk olarak uluslararası bir güven göstergesi olan CDS ile hisse senedi piyasasına yönelik çalışmalar incelenmiştir. İkinci olarak ulusal güven göstergesi olarak güven endeksleri (Finansal Hizmetler, Tüketici ve Reel Kesim Güven Endeksleri) ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiye yönelik çalışmalar dikkate alınmıştır.

Hisse senedi piyasaları ile CDS arasındaki ilişkide CDS piyasasındaki gelişmelerin hisse senedi piyasasındaki fiyatları etkilediği yönünde çalışmalar mevcuttur (Acharya & Johnson, 2007; Berndt & Ostrovnya, 2008; Eyssell vd., 2013; Castellano & Scaccia, 2014). Acharya & Johnson (2007), CDS risk primlerinin finansal piyasayı etkileme sürecinde bankaların elinde bulundukları kamuya açık olmayan bilgilerin etkili olduğunu ifade etmektedir. Berndt ve Ostrovnya (2008), finansal piyasalarda oluşan negatif şoklara karşı hisse senedi piyasasına CDS üzerinden bir geçişkenlik olduğunu, negatif haberler dışarıda tutulduğunda opsiyon fiyatların daha belirleyici olduğunu açıklamaktadır. Eyssell vd. (2013)'e göre ise Çin hisse senedi piyasasındaki gelişmelerin bir veya iki gün içinde oldukça hızlı bir şekilde CDS risk primlerine de geçiş yaparak uyum sağladığını göstermektedir. Castellano ve Scaccia, (2014), CDS endekslerindeki oynaklığın, borsa oynaklığından yaklaşık sekiz ay önce artmaya başladığını ifade etmektedir.

Buna karşın hisse senedi piyasalarındaki gelişmelerin CDS piyasasındaki fiyatları etkilediği yönünde tespitler de vardır (Byström, 2005; Trutwein & Schiereck, 2011; Marsh & Wagner, 2012; Hilscher vd., 2015). Byström (2005)'e göre hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların CDS üzerinde 3 aylık bir süreçte geçişkenlik göstererek etkili olmaktadır. Trutwein ve Schiereck (2011), açığa satış kaynaklı hisse senedi piyasasında meydana gelen negatif gelişmelerin CDS piyasasında olumsuz bir algıya neden olduğunu belirtmektedir. Marsh ve Wagner (2012), CDS fiyatlamasına hisse senedi piyasasındaki bilgi asimetrisinin neden olduğunu vurgulamaktadır. Hilscher vd. (2015) ise CDS'lerde oluşan işlem maliyetleri nedeniyle, hisse senedi piyasasının öncelikle tercih edildiğini ifade etmektedir. Türkiye özelinde ise yatırımcıların hisse senedi piyasasına yatırım yaparken CDS verilerini önemli bir risk unsuru olarak aldıklarını göstermektedir (Esen vd., 2015).

Hisse senedi piyasası ile güven endeksleri arasındaki ilişkinin ise CDS ile benzerlikleri olduğu gibi çok yönlü olduğu da söylenebilir. Otoo (1999), Jansen ve Nahuis (2003), Brown ve Cliff (2004) gibi çalışmalar hisse senedi piyasasının güven endekslerini etkilediğini ifade etmişlerdir. Buna rağmen Fisher ve Statman (2003), Schmeling (2009), Akhtar vd., (2011), Zouaoui vd., (2011) çalışmalarında güven unsurunun yatırımlar üzerinde daha etkili olduğu sonucuna varmışlardır. Gelişmekte olan ülke konumunda Türkiye'de ise Olgaç ve Temizel (2008), Topuz (2010) hisse senedi piyasasından tüketici güven endeksine tek yönlü nedensellik tespit etmişlerdir. Uygur ve Tas (2014) ise tüketici güven endeksinin Borsa İstanbul'un alt sektörlerini etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. İskenderoğlu ve Akdağ (2017) FHGE, BİST100 endeksi arasında uzun dönemli ve çift yönlü nedensellik tespit edilirken kısa dönemli nedensellik tespit edilmemiştir. Usul vd. (2017) tüketici ve reel kesim güven endekslerinin BİST100 endeksini hem kısa hem de uzun dönemde pozitif etkilediklerini tespit etmişlerdir. Korkmaz ve Çevik (2009) BİST100 ile reel kesim güven endeksinin eş zamanlı olarak birbirlerini etkilediklerini bulmuşlardır. Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) Borsa İstanbul sektör endekslerinden reel kesim güven endeksine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir.

Çalışmanın amacı güven endeksleri ve CDS ile hisse senedi piyasası arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmektir. Bu çalışma i) ampirik analizlerde doğrusal olmayan nedensellik testleri kullanılarak doğrusal nedensellik ile ilgili bir takım zayıflıklardan kaçınmak ve asimetric etkileri dikkate alması nedeniyle, ii) ulusal düzeyde finansal piyasalarda faaliyet gösteren kurumların genel durumlarını, beklentilerinin yatırımlara karşı duyarlılığını belirlemek amacıyla hesaplanan tüm güven endekslerini dikkate alarak literatürde yer alan diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır. Hem ulusal hem de uluslararası risk göstergelerine karşı finansal piyasalara yatırımcıların duyarlılığının belirlenmesi açısından literatüre katkı sunması beklenmektedir.

Bu çerçevede Türkiye'de resmî kurumlar tarafından hesaplanan Güven Endeksleri, CDS primleri ve hisse senedi piyasası arasındaki nedensellik ilişkisi Mayıs 2012-Kasım 2018 dönem aralığı için Hacker ve Hatemi-J

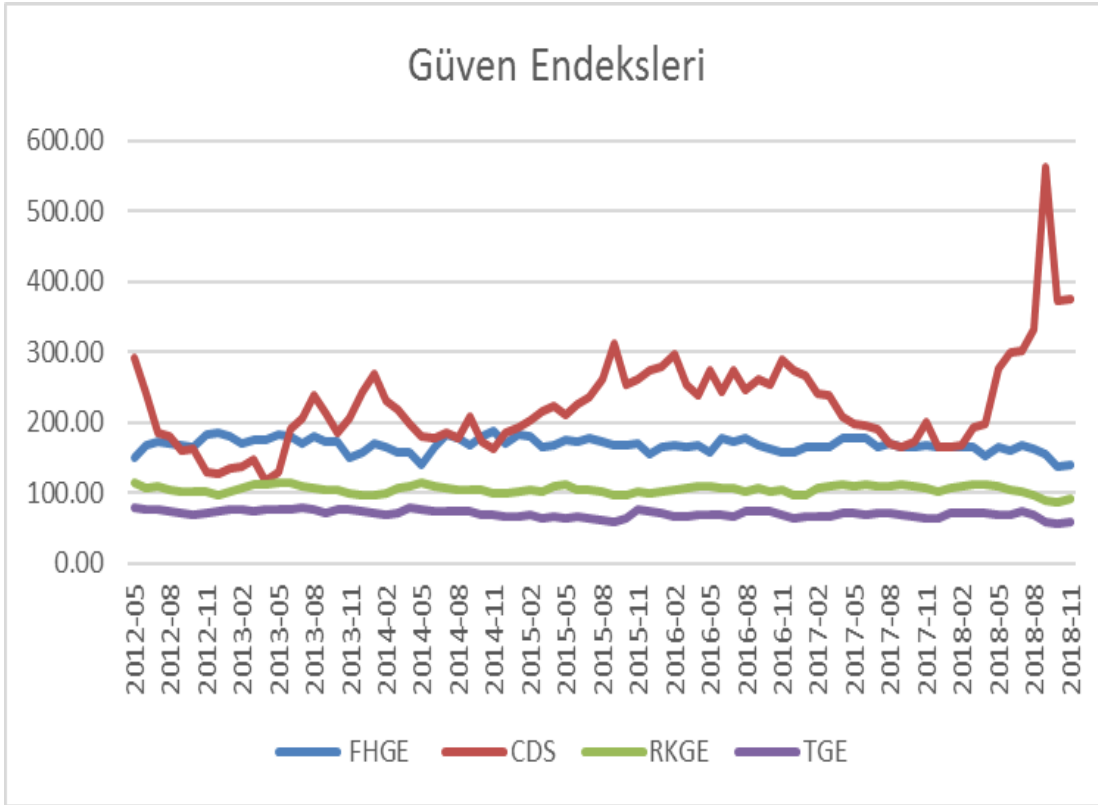
<sup>6</sup><https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/422e34cc-7d1e-4e78-aa36-ad77985c5140/IYA>

Metaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-422e34cc-7d1e-4e78-aa36-ad77985c5140-ngfQj6n

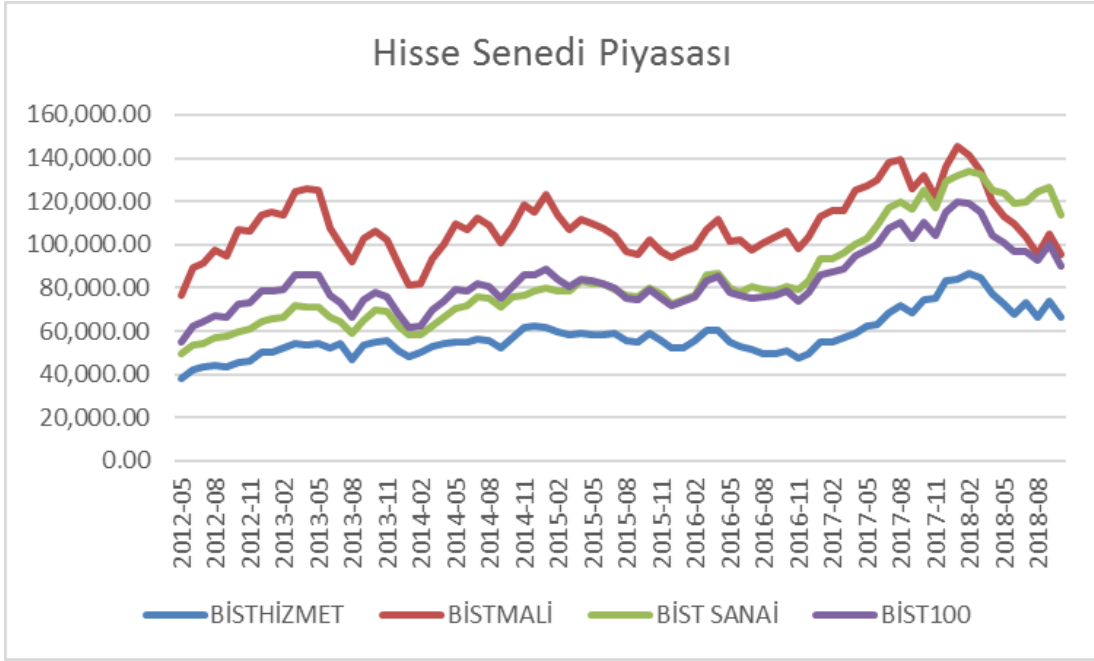
(2012)'un ortaya koyduğu Bootstrap Nedensellik testi kullanılarak analiz edilmektedir. Çalışmada ayrıca yapısal değişmelerin etkisini incelemek amacıyla Balcılar vd. (2010) tarafından geliştirilen Bootstrap Kayan Pencere (Bootstrap Rolling Windows) nedensellik testi uygulanmıştır. Bu test Bootstrap Granger nedensellik testinde hesaplanan tek bir parametre yerine zaman içinde çok sayıda parametreler elde edilmesini sağlamaktadır. Çalışmanın devam eden kısmında literatür özeti gösterilmektedir. İlerleyen bölümlerde ise veri seti tanıtılmakta, yöntemle ilişkin bilgi verilmekte ve ampirik bulgulara değinilmektedir. Çalışma sonuç bölümüyle tamamlanmaktadır.

### VERİ SETİ

Çalışmada yatırımcı duyarlılığını ölçmek amacıyla finansal hizmetler güven endeksi (FHGE), tüketici güven endeksi (TGE) ve reel kesim güven endeksi (RKGE) ayrıca uluslararası yatırımcıların Türkiye’de yatırım tercihlerinde önemli bir gösterge olan kredi temerrüt takası (CDS) değişkenleri kullanılmıştır. Hisse senedi piyasası ise BİST 100 endeksinin yanı sıra hizmet, mali ve sanayi alt gruplarında ele alınmıştır. Finansal hizmetler güven endeksinin Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından 2012 yılının Mayıs ayından itibaren yayımlanması nedeniyle çalışmanın başlangıç yılı olarak belirlenmiştir. Finansal Hizmetler Güven Endeksinin Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından 2012 yılının Mayıs ayından itibaren yayımlanmaya başlaması nedeniyle çalışmanın başlangıç dönemi olarak kabul edilmiştir. 2018 Kasım ayından itibaren Türkiye’de aylık CDS verilerinin dönemsel olarak eksik olması ve sağlıklı verilerin elde edilememesi nedeniyle çalışmanın dönem aralığı sınırlandırılmıştır. Bu nedenle çalışmada kullanılan veri seti 2012 Mayıs-2018 Kasım dönemini kapsamaktadır. FHGE, TGE ve RKGE değişkenleri ile BİST100, BİSTMALİ, BİSTHİZMET ve BİSTSANAYİ değişkenleri TCMB’nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)’den, CDS değişkeni ise Bloomberg veri terminalinden ve investing.com internet adresinden elde edilmiştir. Aşağıda söz konusu değişkenlerin zaman grafikleri yer almaktadır:



Şekil 1. Güven Endeksleri ve Kredi Temerrüt Takası (CDS)



Şekil 2. Hisse Senedi Piyasası

Şekil 1 ve Şekil 2 dikkate alındığında güven endeksleri trend etkisi içermezken CDS ve hisse senedi piyasası değişkenleri arasında negatif bir ilişki olduğu ifade edilebilir. Bununla birlikte CDS değişkeninin daha oynak (volatil) bir seyir izlediği görülmektedir. Hisse senedi piyasası ile güven endeksleri arasında ise belirli dönemlerde pozitif korelasyonlar mevcuttur. Çalışmada yatırımcı duyarlılığını ölçmek amacıyla güven endeksleri ve CDS ile hisse senedi piyasası arasındaki etkileşimin yönü ve boyutu çalışmanın temel önermesini oluşturmaktadır. Tablo 1’de çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır:

Tablo 1. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	CDS	FHGE	RKGE	TGE	BİST100	BİST HİZMET	BİST MALİ	BİST SANAYİ
<b>Ortalama</b>	5.37489	5.12298	4.65299	4.25400	11.3211	10.9553	11.5895	11.3124
<b>Medyan</b>	5.35336	5.12336	4.65965	4.26689	11.2886	10.9215	11.5797	11.2735
<b>Maksimum</b>	6.33278	5.23271	4.73882	4.36309	11.6913	11.3677	11.8882	11.8035
<b>Minimum</b>	4.76906	4.92435	4.47278	4.04830	10.9168	10.5476	11.2483	10.8092
<b>Standart Sapma</b>	0.27385	0.06149	0.05551	0.07208	0.16241	0.17035	0.12890	0.25789
<b>Çarpıklık</b>	0.34699	-0.9424	-0.8024	-0.7161	0.32181	0.45358	0.09351	0.40636
<b>Basıklık</b>	3.85051	4.42809	3.62346	3.16940	2.90767	3.07860	3.05056	2.22337
<b>Jarque-Bera</b>	3.96646	18.4086	9.75793	6.84777	1.39162	2.72923	0.12355	4.15956
<b>Olasılık</b>	0.13764	0.00010	0.00760	0.03258	0.49866	0.25547	0.94009	0.12495
<b>Gözlem Sayısı</b>	79	79	79	79	79	79	79	79

Çalışma da kullanılan değişkenlerin daha iyi dağılım özelliklerini elde edebilmek amacıyla logaritmaları alınarak dönüştürülmüştür. Bu çerçevede tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde güven endekslerinin normal dağılım göstermediği ve sola çarpık oldukları görülmektedir. Hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan değişkenler ile CDS değişkeni ise normal dağılım göstermektedir.

**Tablo 2.** Birim Kök Testleri

	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
<b>CDS</b>	-2.58 (0.10)	-3.54 (0.04)**	-2.52 (0.11)	-3.53 (0.04)**
<b>FHGE</b>	-4.32 (0.00)***	-5.08 (0.00)***	-4.32 (0.00)***	-5.13 (0.00)***
<b>RKGE</b>	-4.78 (0.00)***	-4.74 (0.00)***	-3.40 (0.01)**	-3.40 (0.05)*
<b>TGE</b>	-2.92 (0.04)**	-4.45 (0.00)***	-2.70 (0.07)*	-3.54 (0.04)**
<b>BİST100</b>	-2.14 (0.22)	-2.45 (0.35)	-2.20 (0.20)	-2.45 (0.35)
<b>BİST HİZMET</b>	-1.74 (0.40)	-2.43 (0.36)	-1.72 (0.41)	-2.43 (0.36)
<b>BİST MALİ</b>	-2.96 (0.04)**	-2.78 (0.20)	-2.96 (0.04)**	-2.78 (0.20)
<b>BİST SANAYİ</b>	-1.15 (0.69)	-1.82 (0.68)	-1.16 (0.68)	-1.92 (0.63)

\*%10, \*\*%5 ve \*\*\*%1 önem düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 2’de çalışmada kullanılan değişkenlere ait birim kök testleri de gösterilmektedir. Augmented Dickey Fuller (ADF) testine göre CDS değişkeni sabitte durağan değilken (I(1)), sabit ve trendin birlikte dikkate alındığı modelde durağandır. Güven endeksleri değişkenleri hem sabitli modelde hem de sabitli ve trendli modelde düzey hallerinde birim kök içermektedir boş hipotezi reddedilmiştir. Başka bir ifade ile Güven endeksleri değişkenleri birim kök içermemektedir. Hisse senedi piyasasını temsilen ele alınan değişkenler ise düzey hallerinde birim kök içermektedir boş hipotezi her iki durumda da reddedilememiştir. Dolayısıyla bu değişkenler fark alındığında durağan hâle gelmektedirler. Phillips Perron (PP) birim kök testi sonuçları ise ADF testini destekler şekilde benzer sonuçlar elde edilmiştir. Genel olarak birim kök testleri sonuçlarına göre güven endeksleri ve CDS değişkenleri düzey hallerinde I(0), hisse senedi piyasasını temsilen ele alınan değişkenler birinci fark alındığında I(1) durağan hâle geldikleri tespit edilmiştir.

## YÖNTEM

Çalışmada Türkiye’de güven endeksleri ve CDS ile hisse senedi piyasası arasında nedensellik ampirik olarak incelenmektedir. Söz konusu nedensellik ilişkisi Granger temelli Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen Bootstrap Nedensellik testi ile sınanmaktadır. Bu test Hacker ve Hatemi-J (2006)’nın yeni ve geliştirilmiş bir versiyonudur. Hacker ve Hatemi-J (2012) Bootstrap nedensellik testi, modelde kullanılan gecikme uzunluğunu, bilgi kriterinin en uygun gecikmeyi içsel olarak belirlemesi vasıtasıyla yapmaktadır (Hacker & Hatemi-J (2006)’da dışsal olarak belirlenmektedir).

Hacker ve Hatemi-J (2012), nedensellik testi kritik değerleri bootstrap<sup>7</sup> yöntemi kullanarak türetmektedir. Bu sayede hataların dağılımı ve bu hatalardaki ARCH etkilerine karşı daha dirençli bir tahmin ortaya konmaktadır. Bununla birlikte Hacker ve Hatemi-J (2012) Bootstrap nedensellik testi serilerin entegrasyon derecelerini de dikkate almaktadır. Yani seriler durağan ya da birim köklü seriler olsalar dahi analiz geçerliliğini korumaktadır. Ayrıca söz konusu nedensellik testi küçük örneklemede dahi kullanılabilir (Hacker ve Hatemi-J, 2012: 145-156). Hacker ve Hatemi-J (2012) söz konusu nedensellik testi için k boyutlu Gecikmesi Dağıtılmış Vektör modeli, VAR(k), önermektedir:

$$y_t^* = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{\beta}_k y_{t-k} + \hat{u}_t^* \quad (1)$$

Burada ,  $y_t, \beta_0$  ve  $u_t$  nx1 boyutlu vektörleri ifade ederken,  $\beta_i$  ( $i>1$ ) ise parametre vektörüdür. Hata terimi vektörünü olan  $u_t$  ise bağımsız özdeşçe dağılmış (IID) bir yapıdadır.

$k = 0, \dots, K$ . Burada K maksimum gecikme uzunluğudur. Maksimum gecikme uzunluğu Schwarz Bayesian bilgi kriterine göre belirlenmektedir. Ayrıca Hacker ve Hatemi-J (2012) Bootstrap nedensellik testinin boş (null) hipotezi “Granger nedeni değildir” şeklindedir.

<sup>7</sup>Bootstrap yöntemi parametrelerin dağılımına yakınsamak için kullanılan yeniden örnekleme yöntemidir.

Değişkenlerde zaman içinde ortaya çıkan yapısal değişimler nedensellik ilişkilerinin zaman içinde değişmesine neden olabilir. Bu nedenle çalışmada yapısal değişimlerin ortaya çıkardığı sorunları ve ön test yanlılığını en aza indirmek amacıyla Balcılar vd. (2010)<sup>8</sup> tarafından geliştirilen Bootstrap Kayan Pencere (Bootstrap Rolling Windows) nedensellik testi uygulanmıştır. Bu test yapısal değişimlerin etkisini incelemek amacıyla Bootstrap Granger nedensellik testinde hesaplanan tek bir parametre yerine zamana içinde çok sayıda parametreler elde edilmesini sağlamaktadır.

$$t = \tau - I + 1, \tau - I \dots \tau, \tau = I, I + 1, \dots T \quad (2)$$

Burada  $I$ , kayan pencerenin boyutunu göstermektedir<sup>9</sup> (Balcılar vd., 2010: 1400).

## AMPİRİK BULGULAR

Türkiye’de güven endeksleri ve CDS ile hisse senedi piyasası arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak amacıyla öncelikle Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen nedensellik testi kullanılmıştır. Tablo 3’te öncelikle CDS ile Hisse nedeni piyasası arasındaki Hacker ve Hatemi-J (2012) nedensellik testi sonuçları sunulmuştur.

**Tablo 3.** CDS ile Hisse Senedi Piyasası Nedensellik İlişkisi

Nedensellik	Optimal Gecikme Uzunluğu	Test İstatistiği (MWALD)	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
(CDS-BİST100)	3	4.011 (0.26)	12.28	8.81	7.21
(CDS-BİSTHİZMET)	1	0.548 (0.45)	7.93	4.15	2.79
(CDS-BİSTMALİ)	2	1.225 (0.54)	10.94	6.95	5.06
(CDS-BİSTSANAYİ)	1	0.249 (0.61)	8.00	4.33	2.65
(BİST100-CDS)	3	13.89 (0.00)***	12.85	8.51	6.81
(BİSTHİZMET-CDS)	1	0.793 (0.37)	7.95	4.21	2.99
(BİSTMALİ-CDS)	2	0.816 (0.66)	11.69	6.84	5.05
(BİSTSANAYİ-CDS)	1	0.650 (0.42)	6.90	3.96	2.73

\*%10, \*\*%5 ve \*\*\*%1 önem düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler asimptotik ki-kare olasılık değerleridir.

Tablo 3’ten elde edilen tüm örneklemin bootstrap test sonuçlarının ve olasılık (p-value) değerlerinin boş hipotezi CDS, hisse senedi piyasasının (BİST100, BİSTHİZMET, BİSTMALİ, BİSTSANAYİ) Granger nedeni değildir ya da hisse senedi piyasası (BİST100, BİSTHİZMET, BİSTMALİ, BİSTSANAYİ), CDS Granger nedeni değildir şeklinde test edilmektedir. Buna göre CDS, BİST100’ün nedeni değildir boş hipotezi dışında diğer tüm boş hipotezler reddedilememektedir. Dolayısıyla Türkiye’de ele alınan dönem boyunca CDS’nin BİST100’ü açıklama gücü yüksektir.

**Tablo 4.** FHGE ile Hisse Senedi Piyasası Nedensellik İlişkisi

Nedensellik	Optimal Gecikme Uzunluğu	Test İstatistiği (MWALD)	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
(FGHE-BİST100)	1	1.038 (0.30)	7.49	4.86	3.07
(FGHE-BİSTHİZMET)	1	0.264 (0.60)	6.87	4.05	2.88
(FGHE-BİSTMALİ)	2	1.025 (0.59)	9.11	6.49	4.85
(FGHE-BİSTSANAYİ)	1	7.399 (0.00)***	6.90	4.10	2.76
(BİST100-FGHE)	1	0.005 (0.94)	6.26	4.05	2.60
(BİSTHİZMET-FGHE)	1	0.893 (0.34)	6.44	3.42	2.48
(BİSTMALİ-FGHE)	2	2.606 (0.27)	10.25	6.30	4.92
(BİSTSANAYİ-FGHE)	1	1.499 (0.22)	6.91	3.68	2.46

\*%10, \*\*%5 ve \*\*\*%1 önem düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler asimptotik ki-kare olasılık değerleridir.

Tablo 4’te Türkiye’de finansal hizmetler güven endeksi ile hisse senedi piyasalarının tüm örnekleme ait bootstrap test sonuçları ve olasılık (p-value) değerleri sunulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre BİSTSANAYİ,

<sup>8</sup>Detaylı bilgiye “Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window“ adlı çalışmadan ulaşılabilir.

<sup>9</sup>Pencere büyüklüğü seçiminde kesin bir kural yoktur (Pesaran & Timmerman, 2005). Örnekleme büyüklüğü dikkate alınarak pencere büyüklüğü 20, 30 ve 40 olarak test edilmiştir. Benzer sonuçların elde edilmesi ve yerden tasarruf sağlamak amacıyla pencere büyüklüğü 40 olarak seçilen test sonuçları raporlanmıştır.

FHGE nedeni değildir boş hipotezi reddedilmektedir. Diğer değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinde boş hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla BİSTSANAYİ endeksi FHGE'nin %1 anlamlılık düzeyinde Granger nedenidir.

**Tablo 5.** RKGE ile Hisse Senedi Piyasası Nedensellik İlişkisi

Nedensellik	Optimal Gecikme Uzunluğu	Test İstatistiği (MWALD)	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
(RKGE-BİST100)	2	0.739 (0.69)	9.36	5.87	4.58
(RKGE-BİSTHİZMET)	2	1.042 (0.59)	9.72	5.83	4.45
(RKGE-BİSTMALİ)	2	1.272 (0.52)	9.74	5.93	4.47
(RKGE-BİSTSANAYİ)	2	1.870 (0.39)	10.14	5.92	4.42
(BİST100-RKGE)	2	2.588 (0.27)	10.14	6.46	4.96
(BİSTHİZMET-RKGE)	2	0.085 (0.95)	9.79	6.40	4.89
(BİSTMALİ-RKGE)	2	8.668 (0.01)**	10.69	6.34	4.75
(BİSTSANAYİ-RKGE)	2	5.025 (0.08)*	11.37	6.48	4.95

\*%10, \*\*%5 ve \*\*\*%1 önem düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler asimptotik ki-kare olasılık değerleridir.

Tablo 5'te Türkiye'de hesaplanan diğer bir güven endeksi olarak reel kesim güven endeksi ile hisse senedi piyasalarının tüm örnekleme ait bootstrap test sonuçları ve olasılık (p-value) değerleri sunulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre RKGE'nin BİSTMALİ ve BİSTSANAYİ endekslerinin Granger nedeni değildir boş hipotezleri sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde reddedilmektedir. Diğer değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinde boş hipotez reddedilememektedir. RKGE'nin BİSTMALİ ve BİSTSANAYİ endekslerini açıklama gücünün yüksek olduğu ifade edilebilir.

**Tablo 6.** TGE ile Hisse Senedi Piyasası Nedensellik İlişkisi

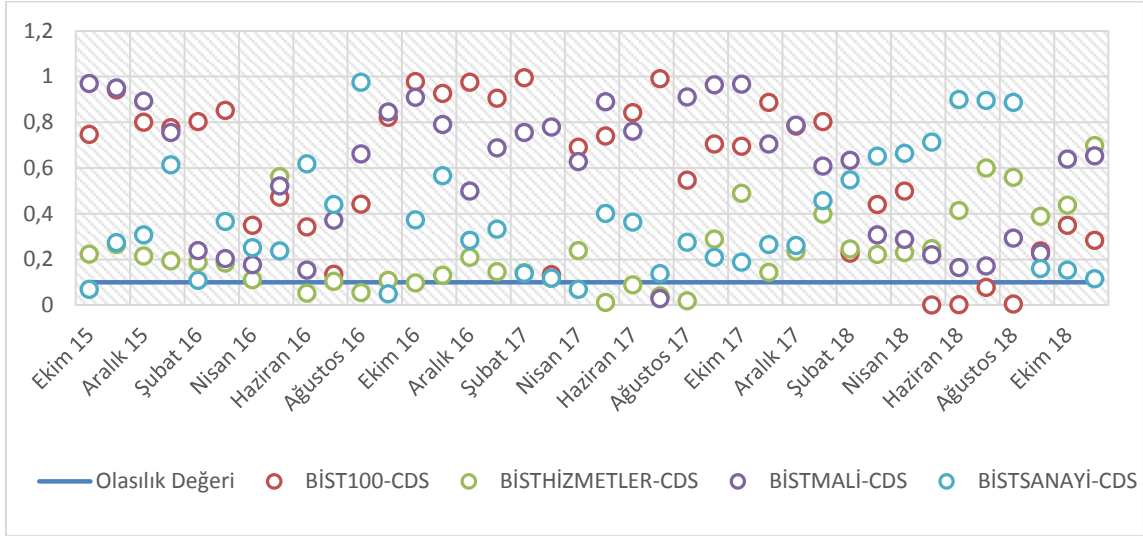
Nedensellik	Optimal Gecikme Uzunluğu	Test İstatistiği (MWALD)	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
(TGE-BİST100)	2	4.897 (0.08)*	9.74	6.07	4.86
(TGE-BİSTHİZMET)	1	0.024 (0.87)	7.06	3.96	2.79
(TGE-BİSTMALİ)	2	1.101 (0.57)	9.63	6.55	5.01
(TGE-BİSTSANAYİ)	1	1.732 (0.18)	8.14	3.99	2.70
(BİST100-TGE)	2	0.279 (0.87)	11.12	6.29	4.79
(BİSTHİZMET-TGE)	1	0.010 (0.92)	7.81	3.86	2.79
(BİSTMALİ-TGE)	2	0.582 (0.74)	9.76	5.91	4.43
(BİSTSANAYİ-TGE)	1	0.635 (0.42)	7.88	4.20	2.78

\*%10, \*\*%5 ve \*\*\*%1 önem düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler asimptotik ki-kare olasılık değerleridir.

Son olarak Tablo 6'da Türkiye'de tüketici güven endeksi ile hisse senedi piyasalarının tüm örnekleme ait bootstrap test sonuçları ve olasılık (p-value) değerleri sunulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre sadece BİST100'un TGE'nin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Diğer değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinde boş hipotez reddedilememektedir. Buna göre TGE'nin BİST100 tarafından açıklanma gücü yüksektir.

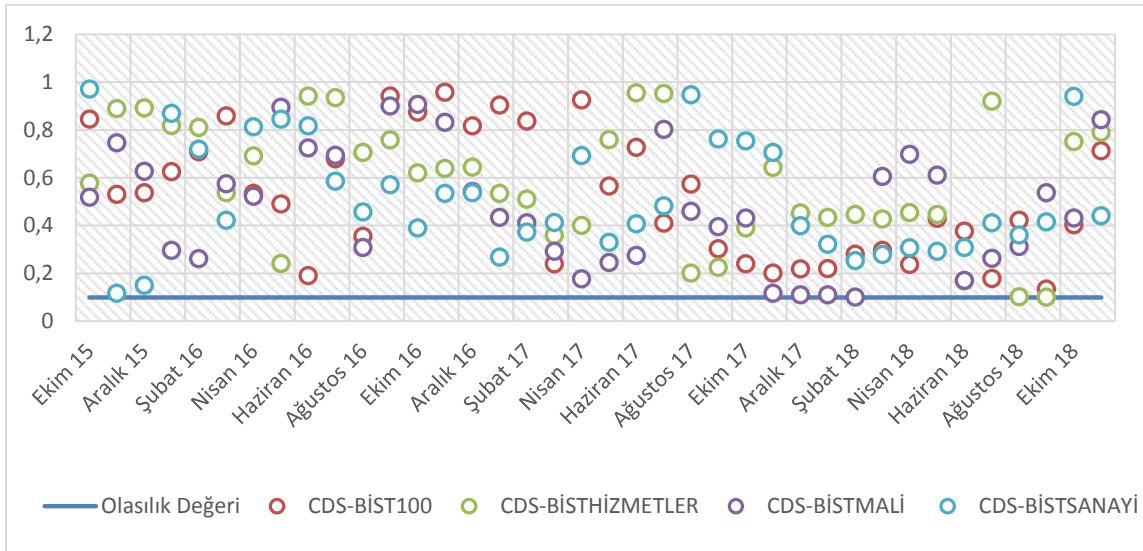
Hacker ve Hatemi-J (2012) nedensellik testi sonuçları CDS ve RKGE sırasıyla BİST100 BİSTSANAYİ ve BİSTMALİ endekslerini etkiledikleri ve bu değişkenler arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Ancak hisse senedi piyasasında BİST100 endeksini TGE'yi, BİSTSANAYİ endeksinin ise FHGE'yi etkilediği ve tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Tüm örneklem dikkate alındığında CDS ile reel kesim güven endeksine yatırımcı duyarlılığı yüksek olduğu ifade edilebilir. Ancak finansal hizmetler ve tüketici güven endekslerinin hisse senedi piyasasında meydana gelen değişimlere karşı duyarlı olduğu söylenebilir.





Şekil 3: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi ( $H_0$ : CDS, Granger Nedeni Değildir; BİST100, BİSTHİZMETLER, BİSTMALİ, BİSTSANAYİ)

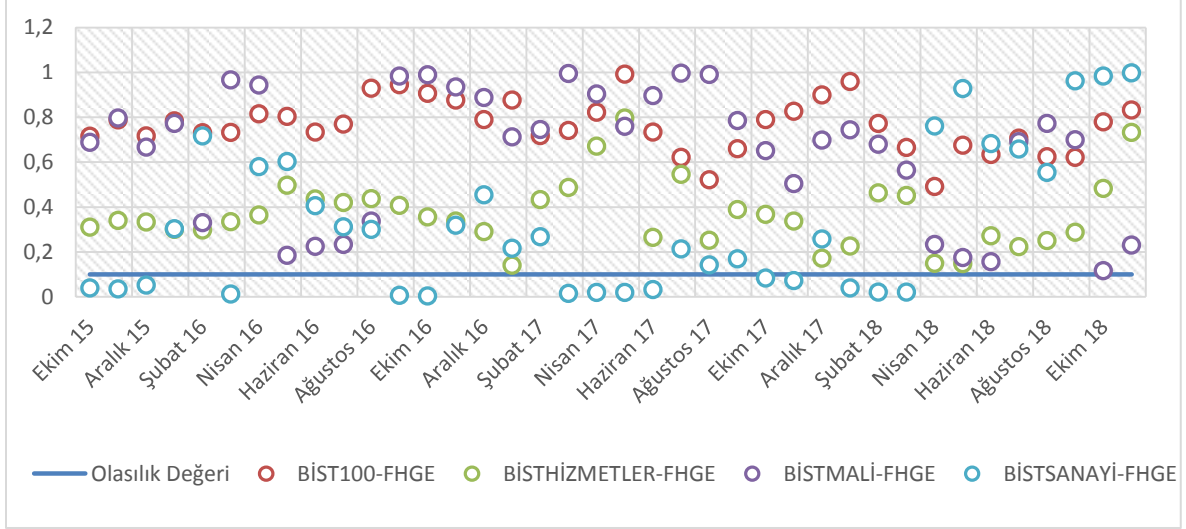
Şekil 3'te CDS değişkeninin hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Buna göre 2018:M05-2018M08 dönem aralığında CDS değişkeni BİST100 değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi reddedilmektedir. Tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testinden farklı olarak CDS değişkeni BİST hizmetler endeksinin Granger nedeni değildir boş hipotezi 2016:M06-2016:M10 ve 2017:M05-2017:M08 dönemlerinde reddedilmektedir. CDS değişkeni BİST mali ve BİST sanayi endekslerinin Granger nedeni değildir boş hipotezi sırasıyla 2017:M07 ve 2017:M04 tarihlerinde reddedilmektedir. Elde edilen bulgular belirli dönemlerde CDS değişkeninin BİST100 ve BİST hizmetler endekslerini açıklama gücünün yüksek olduğunu göstermektedir.



Şekil 4: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi ( $H_0$ : BİST100, BİSTHİZMETLER, BİSTMALİ, BİSTSANAYİ Granger Nedeni Değildir; CDS)

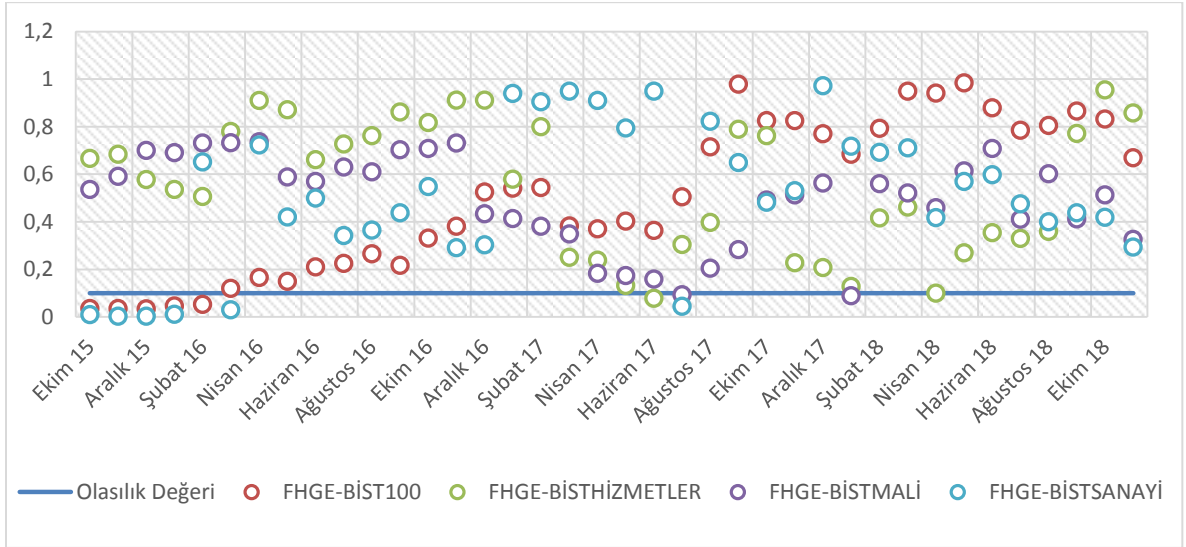
Şekil 4'te hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin CDS değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin CDS değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi reddedilememektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçları ile örtüşmektedir.

olup CDS değişkeninin hisse senedi piyasası endeksleri (BİST100 ve BİST hizmetler) ile tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ifade edilebilir. Buna göre yatırımcıların özellikle hizmetler sektöründe yatırım kararları alırken CDS primlerini dikkate aldıkları söylenebilir.



Şekil 5: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi ( $H_0$ : FHGE, Granger Nedeni Değildir; BİST100, BİST HİZMETLER, BİST MALİ, BİST SANAYİ)

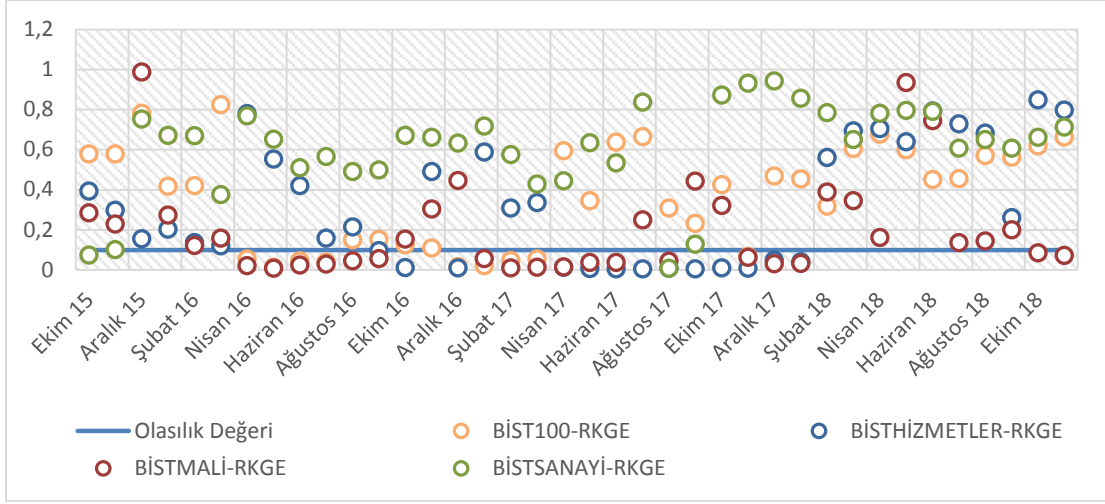
Şekil 5'te FHGE değişkeninin hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre sadece BİST sanayi sektörü ile FHGE değişkeni arasında nedensellik ilişkisi görülmektedir. FHGE değişkeni BİST sanayi değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi 2015:10-2016:03, 2016:09-2016:10, 2017:03-2017:06 ve 2017:11-2018:03 dönemlerinde reddedilmektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker-Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçlarından elde edilen tek yönlü nedensellik sonuçlarından farklılık göstermektedir. Finansal hizmetler güven endeksinin BİST sanayi endeksini açıklama gücü yüksektir.



Şekil 6: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi ( $H_0$ : BİST100, BİST HİZMETLER, BİST MALİ, BİST SANAYİ Granger Nedeni Değildir; FHGE)

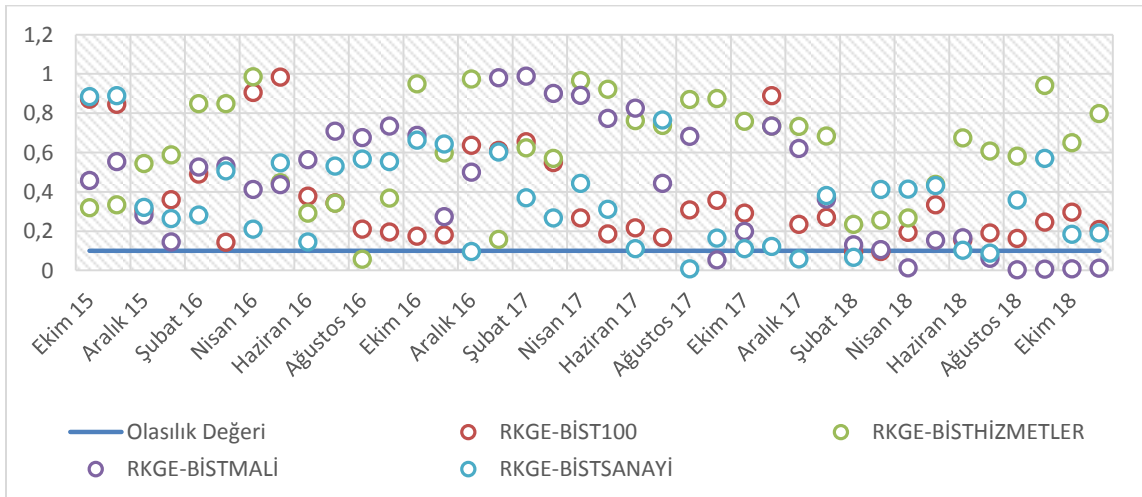
Şekil 6'da hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin FHGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre hisse senedi piyasasını

temsilen kullanılan endeksler FHGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi BİST100 ve BİST sanayi endeksleri için belirli dönemlerde reddedilememektedir. 2015:10-2016:02 dönemleri arasında BİST100 endeksi FHGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi reddedilememektedir. 2016 yılının başından itibaren BİST100 endeksinin FHGE değişkenini açıklama gücü azalmaktadır. Benzer şekilde BİST sanayi endeksi FHGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi 2015:10-2016:03 ve 2017:03 dönelerinde reddedilememektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçlarından elde edilen nedensellik sonuçlarından farklılık göstermektedir. BİST sanayi endeksi ile FHGE değişkeni arasında belirli dönemlerde çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu ifade edilebilir.



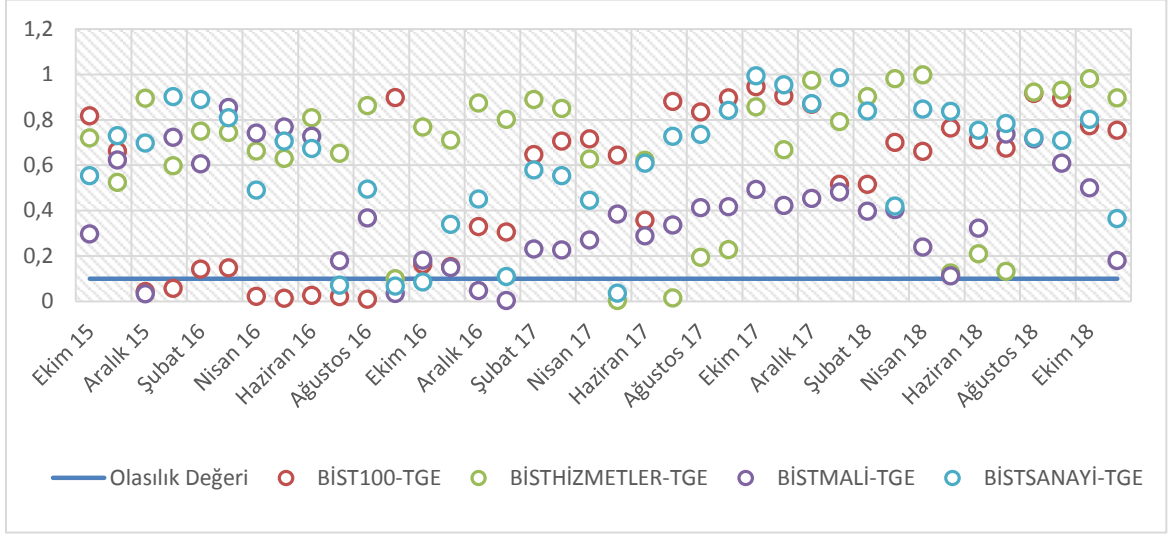
Şekil 7: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi ( $H_0$ : RKGE, Granger Nedeni Değildir; BİST100, BİSTHİZMETLER, BİSTMALİ, BİSTSANAYI)

Şekil 7’de RKGE değişkeninin hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre RKGE değişkeni hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan değişkenlerin Granger nedeni değildir boş hipotezi 2016:04-2018:01 dönemleri arasında reddedilmektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçlarından elde edilen tek yönlü nedensellik sonuçlarından farklılık göstermektedir. Reel kesim güven endeksinin hisse senedi piyasasında yatırım kararlarını etkileme gücünün 2018 yılının başına kadar yüksek olduğu söylenebilir.



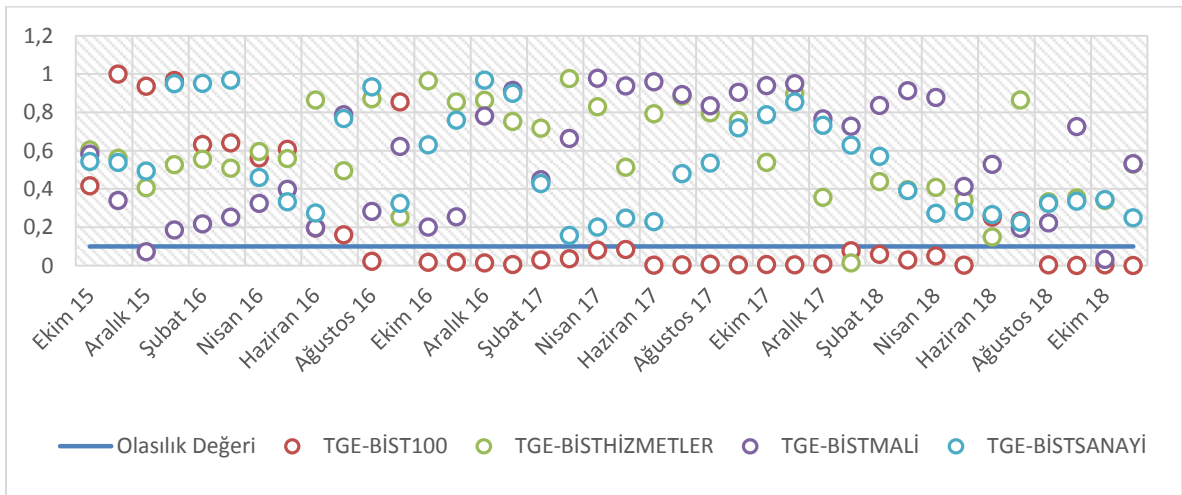
Şekil 8: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi ( $H_0$ : BİST100, BİSTHİZMETLER, BİSTMALİ, BİSTSANAYI Granger Nedeni Değildir; RKGE)

Şekil 8’de Hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin RKGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre BİST sanayi ve BİST mali endekslerinin RKGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi genellikle 2018 yılında reddedilmektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçlarından elde edilen tek yönlü nedensellik sonuçlarından farklılık göstermektedir. Özellikle yakın dönemde BİST mali sektörün RKGE değişkenini etkileme gücü yüksektir.



Şekil 9: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi (H<sub>0</sub>: TGE, Granger Nedeni Değildir; BİST100, BİSTHİZMETLER, BİSTMALİ, BİSTSANAYİ)

Şekil 9’de TGE değişkeninin hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre RKGE değişkeninin hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan değişkenlerin Granger nedeni değildir boş hipotezi özellikle BİST100 endeksi için 2015:12-2016:08 dönemleri arasında reddedilememektedir. Diğer hisse senedi piyasaları için kısa süreli geçici dönemsel etkiler görülmektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçlarından elde edilen tek yönlü nedensellik sonuçlarına benzerlik göstermekte ve TGE değişkeninin BİST100 endeksini 9 aylık bir süre etkilemesine rağmen sonrasında bu etkinin ortadan kalktığı görülmektedir.



Şekil 10: Kayan Pencere Bootstrap Nedensellik Testi (H<sub>0</sub>: BİST100, BİSTHİZMETLER, BİSTMALİ, BİSTSANAYİ Granger Nedeni Değildir; TGE)

Şekil 10'da Hisse senedi piyasasını temsilen kullanılan endekslerin TGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi %10 anlamlılık derecesinde test edilmektedir. Test sonuçlarına göre BİST100 endeksinin TGE değişkeninin Granger nedeni değildir boş hipotezi genellikle 2016:08 sonrası reddedilmektedir. Bu sonuçlar tüm örneklem için yapılan Hacker- Hatemi J (2012) Bootstrap nedensellik testi sonuçlarından elde edilen tek yönlü nedensellik sonuçlarından farklılık göstermektedir. Özellikle BİST100 endeksinin TGE değişkenini etkileme gücü yüksektir.

## SONUÇ

Finansal piyasalarda faaliyet gösteren karar birimlerinin piyasa ilişkin risk algıları ve beklentileri bu piyasalarda fiyat hareketlerinin istikrarını belirlemektedir. Bu nedenle ekonomideki genel durumu ve hem üreticilerin hem de tüketicilerin beklentileri ifade eden Güven Endeksleri (FHGE, TGE, RKGE) gibi göstergeler önemli hâle gelmiştir. Finansal piyasalardaki risk algılamaları için bir diğer gösterge ise Kredi Temerrüt Takasıdır (CDS). CDS özellikle uluslararası yatırımcının dikkate aldığı bir göstergedir.

Bu çalışmada Güven Endeksleri (FHGE, TGE, RKGE) ve Kredi Temerrüt Takası risk primleri ile Hisse senedi piyasası ve alt sektörleri arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Bu amaçla çalışmada tüm örneklemdeki nedensellik ilişkisi Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen Bootstrap nedensellik testi ile incelenmiştir. Değişkenlerde zaman içinde ortaya çıkan yapısal değişimlerin ortaya çıkardığı sorunları en aza indirmek amacıyla Balcılar vd. (2010)<sup>10</sup> tarafından geliştirilen Bootstrap Kayan Pencere (Bootstrap Rolling Windows) nedensellik testi uygulanmıştır.

Çalışmanın bulgularına göre CDS risk primlerinden BİST100'e doğru tek yönlü ve güçlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Bu sonuçlar Berndt ve Ostrovnaya (2008), Acharya ve Johnson (2007), Eyssell vd. (2013), Castellano ve Scaccia (2014), Esen vd. (2015) çalışmaları ile benzerlik göstermektedir. Kayan pencere nedensellik sonuçlarına göre CDS risk primlerinin hisse senedi piyasasında hizmetler sektöründe dönemsel etkileri tespit edilmiştir.

Tüm örneklem dikkate alındığında Finansal Hizmetler Güven Endeksinin BİST sanayi endeksinin nedeni olduğu tespit edilmiştir. Kayan pencere nedensellik sonuçlarına göre BİST sanayi ve BİST100 endekslerinin belirli dönemlerde geçici olarak Finansal Hizmetler Güven endeksini açıklama gücü yüksektir. Ancak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri çok kısa süreli ve geçicidir.

Reel Kesim Güven Endeksi Hisse senedi piyasasını ve alt sektörlerini 2016-2018 yılları arasında açıklama gücü yüksektir. BİST mali endeksi ve BİST sanayi endeksi çok kısa süreli ve geçici olarak Reel Kesim Güven Endeksini etkilemektedir. Her iki test sonuçları dikkate alındığında Reel kesim Güven endeksinde hisse senedi piyasasına tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilebilir. Bu sonuçlar Usul vd. (2017) tarafından yapılan çalışma ile tutarlı sonuçlar vermektedir.

Son olarak Tüketici Güven Endeksi ile Hisse senedi piyasasında arasında sadece BİST100 endeksi arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Tüketici Güven endeksinin 2015:12-2016:08 dönemleri arasında BİST100 endeksini açıklama gücü yüksektir. Bu sonuçlar Fisher ve Statman (2003), Schmeling (2009), Akhtar vd., (2011) ve Zouaoui vd., (2011) çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir. Ancak izleyen dönemlerde (2016:08-2018:10) BİST100 endeksinin Tüketici Güven Endeksinin nedeni olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar Otoo (1999), Jansen ve Nahuis (2003), Brown ve Cliff (2004) Olgaç ve Temizel (2008), Korkmaz ve Çevik (2009), Topuz (2010) çalışmalarıyla tutarlılık göstermektedir. Buna göre Türkiye'de önceki dönemlerde Tüketici Güven Endeksi hisse senedi piyasasını etkilerken son dönemde tam tersi bir durum geçerli olduğu ve her iki durumda tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ifade edilebilir.

Sonuç olarak Türkiye'de hem ulusal hem de uluslararası düzeyde yatırımcıların hisse senedi piyasasında mevcut şartlarda ve gelecekte yatırım kararları alırken ekonomide güven unsurunu dikkate aldıklarını, CDS ve güven endekslerine duyarlı oldukları söylenebilir. Ancak hisse senedi piyasasındaki gelişmeler ekonominin istikrarı açısından sınırlı ve geçici etkiler göstermektedir. Hisse senedi piyasasında meydana gelen değişimlerde ekonomide güven dışında başka faktörlerin (sürü psikolojisi vb.) etkili olduğu söylenebilir. Bu faktörler çalışmanın eksikliği olup nedenlerinin araştırılması diğer çalışmalar için öneri olarak sunulabilir.

<sup>10</sup>Detaylı bilgiye "Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window" adlı çalışmadan ulaşılabilir.

**KAYNAKLAR**

- Acharya, VV & Johnson, TC (2007). Insider Trading in Credit Derivatives. *Journal of Financial Economics*, 84(1), 110-141. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.05.003>
- Akhtar, S., Faff, R., & Oliver, B. (2011). The Asymmetric Impact of Consumer Sentiment Announcements on Australian Foreign Exchange Rates. *Australian Journal of Management*, 36(3), 387-403. <https://doi.org/10.1177/0312896211410723>
- Balcilar, M., Ozdemir, ZA & Arslanturk, Y. (2010). Economic Growth and Energy Consumption Causal Nexus Viewed through A Bootstrap Rolling Window. *Energy Economics*, 32(6), 1398-1410. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.05.015>
- Berndt, A. & Ostrovnaya, A. (2008). Do Equity Markets Favor Credit Market News over Options Market News?. *Tepper School of Business*, 48.
- Bikhchandani, S. & Sharma, S. (2001). Herd behavior in financial markets: a review, *IMF Staff Papers*, 47, 279–310.
- Brown, Gregory W. & Michael T. Cliff. (2004). Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market. *Journal of Empirical Finance*. 11 (1). <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2002.12.001>
- Byström, HN (2005). Credit Default Swaps and Equity Prices: The iTraxx CDS index market. *Working Papers 2005:24*, Lund University, Department of Economics.
- Castellano, R. & Scaccia, L. (2014). Can CDS Indexes Signal Future Turmoils in the Stock Market? A Markov Switching Perspective. *Central European Journal of Operations Research*, 22, 285-305. <https://doi.org/10.1007/s10100-013-0330-7>
- Ceylan, IE, Ceylan, F., Tüzün, O., & Ekinçi, R. (2018). The Effect Of Credit Default Swaps (CDS) On Bist100 In Turkey: Ms-Var Approach. *Ecoforum Journal*, 7(1).
- De Bondt, WF & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- Delong, JB, Shleifer, AS, Lawrence, H. & Waldmann, JR (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp.703-738. <https://doi.org/10.1086/261703>
- Esen, S., Zeren, F., & Şimdi, H. (2015). CDS and Stock Market: Panel Evidence under Cross-section Dependency. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 13(1).
- Eyssell, T., Fung HG & Zhang G. (2013). Determinants and Price Discovery of China Sovereign Credit Default Swaps. *China Economic Review*, 24, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2012.09.003>
- Eyüboğlu, S. & Eyüboğlu, K. (2018). Tüketici güven endeksi ile borsa İstanbul sektör endeksleri arasındaki ilişkinin araştırılması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(1), 235-259. <https://doi.org/10.24988/deuibf.2018331715>
- Fisher, KL & Statman, M. (2003). Consumer Confidence and Stock Returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127. <https://doi.org/10.3905/jpm.2003.319925>
- Flannery, MJ, Houston, JF & Partnoy, F.(2010). Credit Default Swap Spreads as Viable Substitutes for Credit Ratings. *University of Pennsylvania Law Review*, Vol.158,2085-2123.

- Galil, K., Shapir, OM, Amiram, D. & Ben-Zion, U. (2014). The determinants of CDS spreads. *Journal of Banking & Finance*, 41, 271-282. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.005>
- Hacker, RS & Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38, 1489:1500. <https://doi.org/10.1080/00036840500405763>
- Hacker, RS & Hatemi-J, A.(2010). A Bootstrap Test for Causality with Endogenous Lag Length Choice - theory and application in finance. *Working Paper Series in Economics and Institutions of Innovation 223*, Royal Institute of Technology, CESIS - Centre of Excellence for Science and Innovation Studies.
- Hacker, S. & Hatemi-J, A. (2012). A bootstrap test for causality with endogenous lag length choice: theory and application in finance. *Journal of Economic Studies, Emerald Group Publishing*, 39(2), 144-160. <https://doi.org/10.1108/01443581211222635>
- Hassan, MK, Kayhan, S. & Bayat, T. (2017). Does credit default swap spread affect the value of the Turkish LIRA against the US dollar?. *Borsa Istanbul Review*, 17(1), 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2016.10.002>
- Hilscher, J., Pollet, JM & Wilson, M. (2015). Are Credit Default Swaps a Sideshow? Evidence that Information Flows from Equity to CDS Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(3), 543-567. <https://doi.org/10.1017/S0022109015000228>
- Hull, JC (2012). *Options, Futures and Other Derivatives*. 8. b. United Kingdom: Pearson Education Limited.
- İskenderoğlu, Ö. & Akdağ, S. (2017). Finansal Hizmetler Güven Endeksinin Geçerliliğinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(4).
- Jansen, WJ & Nahuis, NJ (2003). The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence. *Economics Letters*, 79(1), 89-98. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00292-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00292-6)
- Korkmaz, T. & Çevik, E. (2009). Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi Arasındaki Dinamik Nedensellik İlişkisi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 38(1), 24-37.
- Lemmon, M. & Portniaguina, E. (2006). Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1499-1529. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj038>
- Marsh, IW & Wagner, W. (2012). Why is Price Discovery in Credit Default Swap Markets News-Specific?. *European Banking Center Discussion Paper*, (2012-004). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1980860>
- Olgaç, S. & Temizel, F. (2008). Yatırımcı Duyarlılığı Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: Türkiye Örneği. *TISK Academy/TISK Akademi*, 3(6).
- Otoo, MW (1999). Consumer Sentiment and the Stock Market. *FEDS Working Paper*, No. 99-60. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.205028>
- Rona-Tas, A. & Hiss, S. (2010). The role of ratings in the subprime mortgage crisis: The art of corporate and the science of consumer credit rating. *Research in the Sociology of Organizations*, 30(1), 115-55. [https://doi.org/10.1108/S0733-558X\(2010\)000030A008](https://doi.org/10.1108/S0733-558X(2010)000030A008)
- Schmeling, M. (2009). Investor Sentiment and Stock Returns: Some International Evidence. *Journal of Empirical Finance*, Vol.16,issue 3, pp. 394-408. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2009.01.002>

- Stulz, R. (2010). Credit default swaps and the credit crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 73–92. <https://doi.org/10.1257/jep.24.1.73>
- Tamakoshi, G. & Hamori, S. (2013). Volatility and mean spillovers between sovereign and banking sector CDS markets: a note on the European sovereign debt crisis. *Applied Economics Letters*, 20(3), 262-266. <https://doi.org/10.1080/13504851.2012.689107>
- Topuz, YV (2010). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*.
- Trutwein, P. & Schiereck, D. (2011). The Fast and the Furious—Stock Returns and CDS of Financial Institutions under Stress. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(2), 157-175. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.10.003>
- Usul, H., Küçüksille, E. & Karaoğlan, S. (2017). Güven Endekslerindeki Değişimlerin Hisse Senedi Piyasalarına Etkileri: Borsa İstanbul Örneği. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), s.685-695.
- Uygur, U. & Taş, O. (2014). The Impacts of Investor Sentiment on Different Economic Sectors: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Borsa İstanbul Review*, 14(4), 236-241. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.08.001>
- Zouaoui, M., Nouyrgat, G. & Beer, F. (2011). How does Investor Sentiment Affect Stock Market Crises? Evidence from Panel Data. *Financial Review*, 46(4), 723-747. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2011.00318.x>

#### **Yazar Katkı Oranı**

Araştırma alt problemlerinin oluşturulması ve uygun yöntemin seçimi başta olmak üzere 1. yazarın araştırmaya katkı oranı % 34'tür. Araştırmanın diğer süreçleri için 2. ve 3. yazarın katkı oranı eşit olup % 33'tür.