

KREDİ TEMERRÜT SWAPLARI İLE BORSA İSTANBUL ARASINDAKİ
EŞBÜTÜNLEŞME İLİŞKİSİNİN ANALİZİSamet EVCİ¹

Öz

Bu çalışmanın amacı, Borsa İstanbul 100 endeksi (BİST100) ile Kredi Temerrüt Swap (CDS) primleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin analiz edilmesidir. Bu kapsamda çalışmada, Türkiye'nin beş yıl vadeli CDS primleri ile BİST100 endeksine ait Ocak 2010-Temmuz 2019 dönemleri arasındaki günlük kapanış değerleri kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisi Johansen Eşbütünleşme Yöntemi ile kısa dönem ilişkisi ve bu ilişkinin yönü ise Granger Nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Johansen Eşbütünleşme analizinden elde edilen bulgular, CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında uzun dönem denge ilişkisinin varlığını, değişkenler arasında ters yönlü bir ilişkinin bulunduğunu, uzun dönem denge ilişkisinde meydana gelecek sapmalar sonucunda dengenin yeniden sağlanmasının uzun zaman aldığını ortaya koymaktadır. Granger nedensellik analiz sonuçları ise kısa dönemde ilişkinin yönünün CDS primlerinden BİST100 endeksine doğru olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler

Kredi Temerrüt Swapı
Borsa İstanbul
Johansen Eşbütünleşme Testi
Kredi Riski

Makale Hakkında

Araştırma Makalesi
Gönderim Tarihi: 01.05.2020
Kabul Tarihi: 26.05.2020
E-Yayın Tarihi: 26.05.2020

AN ANALYSIS OF THE COINTEGRATION RELATIONSHIP BETWEEN CREDIT
DEFAULT SWAPS AND BORSA ISTANBUL

Abstract

The aim of this study is to analyze the short and long term relationship between Borsa İstanbul 100(BIST100) index and Credit Default Swap (CDS) premiums. In this context, the daily data of Turkey's five-year CDS premiums and BIST100 index during the period January 2000-July 2019 is used in the study. The long-term equilibrium relationship between the variables is analyzed by the Johansen Cointegration Method and the short-term relationship and the direction of this relationship is analyzed by the Granger Causality test. Findings from Johansen Cointegration analysis reveal that there is a long-term equilibrium relationship between CDS premiums and the BIST100 index, an inverse relationship between variables, and it takes a long time to restore balance as a result of deviations in the long-term equilibrium relationship. The results of Granger causality analysis show that the direction of the relationship in the short term is from the CDS premiums to the BIST100 index.

Keywords

Credit Default Swap
Borsa İstanbul
Johansen Cointegration Test, Credit
Risk

Article Info

Research Article
Received: 01.05.2020
Accepted: 26.05.2020
Online Published: 26.05.2020

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü. e-posta: sametevci@osmaniye.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5854-3847>

Giriş

Finansal piyasaların gelişmesiyle birlikte fon arz ve talep edenlerin maruz kaldıkları riskler çeşitlilik göstermeye başlamıştır. Gerek ülkelerin ve gerekse firmaların artan yabancı kaynak talebi kredi riskini ortaya çıkarmış, buna bağlı olarak kredi riskinin tahmin edilmesi ve riskin yönetimi önem kazanmaya başlamıştır. Kredi riski, alınan borcun geri ödenmesinde borçlunun temerrütte düşme olasılığıdır. Temerrüt durumu, borçlunun tahvil yatırımcısına kupon ödemesi yapması ya da banka kredisini geri ödemesi gibi finansal yükümlülüklerini yerine getirememesi durumunda ortaya çıkmakta ve borç verenin zarar etmesine neden olmaktadır (Neal, 1996:16). Maruz kalınan kredi riski nedeniyle borç verenin zarar etme olasılığı kredi türevlerinin gelişmesini ve yaygınlaşmasını sağlamıştır. Kredi türevleri, maruz kalınan kredi riskini tarafların etkin şekilde yönetmesine olanak sağlayan, değeri dayanak varlık referans alınarak belirlenen, çok yönlü ve ayarlanabilen finansal araçlardır. Bu araçlar, temerrüt durumuna karşı sigorta sözleşmeleri sunarak kredi riskini azaltmak veya ortadan kaldırmak ve piyasa katılımcılarının karını artırmak için tasarlanmışlardır (Alnassar, Al-shakrhyb ve Almsafira, 2014:1026). Kredi türevleri arasında kredi temerrüt swapları (Credit Default Swap, CDS), teminatlı borç senetleri, krediye dayalı tahviller, toplam getiri swapları, kredi spread opsiyonları yer almaktadır. Kredi türevleri arasında en yaygın kullanılanı ise CDS'lerdir. (Hull, 2012; Poorman, 2003:7; Alnassar, Al-shakrhyb ve Almsafira, 2014:1026).

CDS'ler, kurumsal bir borcun (tahvil veya kredi) nominal değeri esas alınarak oluşturulmuş ve dayanak oluşturan borcun temerrütte düşmesinin neden olacağı kayıplardan korunmak amacıyla alıcısının dönemsel olarak prim ödediği bir çeşit sigorta sözleşmesidir (Saunders ve Allen, 2010:244). Sözleşme kapsamında CDS satıcısı, ödenen primler karşılığında alıcının kredi riskini üstlenmiş olmaktadır. Ödenecek primler, borçlu ülkenin ya da şirketin yükümlülüklerini yerine getirmeme yani temerrütte düşme olasılığına bağlı olarak değişmektedir. Temerrütte düşme olasılığı arttıkça primlerde artmaktadır (Tatlıdil ve Bursa, 2011: 60).

CDS'ler, bir ülkeye yapılacak doğrudan ve dolaylı yatırımların değerlendirme süreçlerinde kullanılacak ekonomik göstergeler arasında yer almaktadır. Yatırımcılar tarafından CDS primlerindeki değişimin yakından izlenmesinde, ülkenin

ekonomik, politik ve sosyal yapısında meydana gelen olumlu ve olumsuz gelişmelerin CDS primlerine hızlı şekilde yansması etkili olmaktadır (Sarigül ve Şengelen, 2020: 86). Olumlu bilgiler CDS primlerini düşürürken, olumsuz gelişmeler CDS primlerini arttırmaktadır. CDS primlerindeki bu değişimler finansal piyasaları etkileyerek, finansal varlıkların fiyatlarında dalgalanmalara neden olabilmektedir. Ülkenin makroekonomik ve finansal göstergelerindeki olumsuz gelişmeler ya da ortaya çıkacak politik riskler ülkenin kredi riskini arttırarak ülke CDS primlerinin artmasına neden olabilmekte, bu durum yatırımcıların portföylerindeki menkul kıymetleri satarak, finansal piyasalardan çıkmasına ve likidite sorununun yaşanmasına yol açabilmektedir (Kılıcı, 2017). Bu kapsamda CDS primindeki artış ve azalışların finansal piyasalar üzerindeki olası etkilerinin tahmin edilebilirliği, yatırımcıların portföy yatırımlarına yön verebilmeleri, politika yapıcılarının finansal piyasalarda yaşanacak dalgalanmaları öngörebilmesi ve gerekli önlemlerin alınması açısından önemlidir. Bu çalışma ile Türkiye'nin CDS primlerindeki değişimin Borsa İstanbul üzerindeki etkisinin tespit edilmesi, bu iki değişken arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkinin ortaya konulması amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda uzun dönemli ilişki Johansen Eşbütünleşme Yöntemi ile analiz edilmiş, kısa dönem ilişkisini ve bu ilişkinin yönünü belirlemek için Granger Nedensellik testi uygulanmıştır.

Çalışmanın takip eden bölümlerinde CDS primleri ile finansal piyasalar arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalar özetlenmiş, ardından çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem açıklanmıştır. Daha sonra analizin bulguları değerlendirilerek, son bölümde çalışmanın sonuç kısmına yer verilmiştir.

1. Literatür

Ulusal ve uluslararası literatürde CDS primleri ile menkul kıymet borsaları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar yer almaktadır. Bu çalışmalar Tablo 1'de özetlenmiştir. Çalışmalardan elde edilen bulgular, kullanılan yöntemin, örneklem dönemin ve değişkenlerin farklı olmasından dolayı benzerlik göstermemektedir. Balı ve Yılmaz (2012), Hancı (2014), Ceylan, Ceylan, Tuzun ve Ekinci (2018), CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında ters yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşırken; Değirmenci ve Papuçcu (2016), Başarır ve Keten (2016), Şahin ve Özkan (2018) bu ilişkinin çift yönlü olduğu; Bektur ve Malcıoğlu (2017) ise tek yönlü olduğu bulgusuna

ulaşmıştır. Acaravcı ve Karaömer (2017) ise CDS primleri ve BİST100 endeksi arasında bir ilişki olmadığını ifade etmişlerdir. Eren ve Başar (2016), bu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz etmişler ve uzun dönemde bir denge ilişkisi olmadığı sonucuna varmışlardır. Sovbetov ve Saka (2018) ile Sarıgül ve Şengelen (2020) ise CDS primleri ve BİST100 endeksi arasında uzun dönemde dengenin sağlandığı bulgusuna ulaşmışlardır.

Tablo 1: Konuya İlişkin Literatür

Yazarlar	Örneklem Dönemi	Değişkenler	Yöntem	Sonuç
Chan-Lau ve Kim (2004)	2001-2003 yılları arasındaki günlük veriler	Brezilya, Bulgaristan, Kolombiya, Meksika Filipinleri Rusya, Türkiye ve Venezüella'ya ait CDS primleri, tahvil ve hisse senedi fiyatları	Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi	Rusya ve Venezüella dışındaki diğer ülkeler için CDS primleri ile hisse senedi fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır.
Pan ve Singleton (2007)	2001-2016 yılları arasındaki günlük veriler	Kore, Meksika ve Türkiye'nin CDS primi ile VIX endeks	Tek faktör modeli	VIX endeksi ile CDS primleri arasında güçlü bir ilişki bulunmaktadır.
Fung, Sierra, Yau ve Zhang (2008)	2001-2007 yılları arasındaki günlük veriler	ABD'ye ait CDS ve hisse senedi piyasası	VAR modeli, Granger nedensellik testi	Değişkenler arasındaki ilişki, sözleşmeye konu dayanak varlığın kredi kalitesine bağlı olarak değişmektedir.
Norden ve Weber (2009)	2001-2003 yılları arasındaki aylık, haftalık ve günlük veriler	ABD ve Avrupa ülkelerine ait CDS primleri, tahvil ve hisse senedi fiyatları	Eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi	Hisse senedi fiyatlarındaki değişimler CDS primlerinde değişimlere neden olmaktadır. CDS piyasası hisse senedi piyasasına daha duyarlıdır.
Coronado, Corzo ve Lazcano (2011)	2007-2010	Yedi Avrupa ülkesine ait CDS primleri ve hisse senedi fiyatları	VAR modeli, Granger nedensellik testi ve panel veri analizi	Hisse senedi getirileri ile CDS primleri arasında negatif korelasyon vardır. Hisse senedi fiyatlarındaki değişimler CDS primlerinde değişimlere neden olmaktadır.
Balı ve Yılmaz (2012)	2002-2012 yılları arasındaki haftalık veriler	Türkiye'nin CDS primi ile İMKB100 endeksi	Korelasyon katsayısı ve regresyon analizi	CDS ile İMKB100 arasında ters yönlü bir ilişki vardır.
Hancı (2014)	2008-2012 yılları arasındaki günlük veriler	Türkiye'nin CDS primi ile BİST100 endeksi	GARCH modeli	BİST100 ile CDS primleri arasında ters yönlü bir ilişki vardır.
Yenice ve Hazar (2014)	2009-2014 yılları arasındaki günlük veriler	Türkiye, Arjantin, Brezilya, Rusya, Endonezya, Malezya ve Çin'in CDS primleri ile menkul kıymet borsa endeksleri	Regresyon eğrisi tahmin modeli	CDS primleri ile borsa endeksi arasındaki ilişkinin en zayıf olduğu ülke Endonezya'dır.

Eren ve Başar (2016)	2012-2016 yılları arasındaki aylık veriler	Türkiye'nin CDS primi ile BİST100 endeksi	ARDL yaklaşımı	Kısa dönemde CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında ters yönlü bir ilişki bulunurken, uzun dönemde bir ilişki bulunmamaktadır.
Değirmenci ve Papuçcu (2016)	2010-2015 yılları arasındaki günlük veriler	Türkiye'nin CDS primi ile BİST100 endeksi	VAR, Granger nedensellik testi ve doğrusal olmayan otoregresif model	CDS primleri ile BİST100 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır
Aydın, Hazar ve Çütücü (2016)	2010-2015 yılları arasındaki günlük veriler	İrlanda, İtalya, Almanya, Fransa, Brezilya, Rusya, Türkiye, Malezya, Şili'nin CDS primleri ile borsa endeksleri	Regresyon eğrisi tahmin modeli	Türkiye için değişkenler arasındaki ilişki zayıftır.
Başarır ve Keten (2016)	2010-2016 yılları arasındaki aylık veriler	JP Morgan EMBI endeksinde yer alan ülkelerin CDS primleri, döviz kurları ile borsa endeksleri	Panel Eşbütünleşme Analizi, Granger nedensellik testi	CDS primleri ile hisse senetleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır.
Bektur ve Malcıoğlu (2017)	2000-2017 yılları arasındaki günlük veriler	Türkiye'nin CDS primi ve BİST100 endeksi	Hatemi j asimetric nedensellik testi	CDS primlerinden BİST100 endeksine doğru tek yönlü bir ilişki bulunmaktadır.
Acaravcı ve Karaömer (2017)	2012-2017 yılları arasındaki haftalık veriler	Türkiye'nin CDS primi ve BİST100 endeksi	VAR modeli, Granger nedensellik analizi	CDS primleri ile BİST100 arasında nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.
Gün (2018)	2010-2017 yılları arasındaki haftalık veriler	Şili, Kolombiya, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Peru, Polonya, Rusya ve Türkiye'nin CDS primleri ve borsa endeksleri.	VAR modeli, Granger nedensellik testi	Hisse senedi endekslerinden CDS primlerine doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında negatif ilişki vardır.
Sovbetov ve Saka (2018)	2008-2015 yılları arasındaki aylık veriler	Türkiye'nin CDS primi ve BİST100 endeksi	ARDL yaklaşımı	Değişkenler uzun dönemde dengeye yaklaşmaktadırlar.
Ceylan, Ceylan, Tuzun ve İkinci (2018)	2005-2017 yılları arasındaki aylık veriler	Türkiye'nin CDS primi ve BİST100 endeksi	MS-VAR yöntemi	CDS primleri ile hisse senedi fiyatları arasında negatif bir ilişki vardır.
Şahin ve Özkan (2018)	2012-2017 yılları arasındaki aylık veriler	Türkiye'nin CDS primi, döviz kuru ve BİST100 endeksi	Engle-Granger eşbütünleşme analizi	CDS primleri ile BİST100 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır
Mataev ve Marinova (2019)	2000-2016 yılları arasındaki günlük veriler	Markit iTraxx Europe endeksinde yer alan firmaların CDS primleri ve hisse senedi fiyatları	Jahansen and Phillips-Ouliaris eşbütünleşme	CDS primleri ile hisse senedi fiyatları eşbütünleşiktir.

			testi, Engle-Granger modeli	
Sarıgül ve Şengelen (2020)	2014-2019 yılları arasındaki günlük veriler	Türkiye'nin CDS primi ve BİST banka endeksi ve banka hisse senedi fiyatları	Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi	Değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisi bulunmaktadır.

2. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada, Türkiye'nin beş yıl vadeli CDS primleri ile BİST100 endeksine ait 04.01.2010-04.07.2019 tarihleri arasındaki günlük kapanış değerleri kullanılmıştır. Doğal logaritmaları alınarak analizde kullanılan serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de gösterilmiştir. Tablo 2 incelendiğinde, CDS primlerinin standart sapmasının daha yüksek olduğu ve her iki serinin sağa çarpık bir dağılım gösterdiği gözlemlenmektedir. Bunun yanı sıra Jarque-Bera test istatistiği serilerin normal dağılmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 2: Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	LCDS	LBİST100
Ortalama	5.379706	11.24741
Medyan	5.350934	11.25503
Maksimum	6.353335	11.70226
Minimum	4.709044	10.79424
Standart Sapma	0.306082	0.205324
Çarpıklık	0.464139	0.037005
Basıklık	3.099898	2.305588
Jarque-Bera (Prob)	86.33264 (0.00000)	48.30114 (0, 00000)

CDS primleri ile BİST100 endeksi arasındaki uzun dönemli denge ilişkisini incelemek için eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizi durağan olmayan değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri denge ilişkisinin varlığını incelemeye olanak sağlamaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:483). Bu kapsamda çalışmada değişkenler arasındaki ilişki Johansen Eşbütünleşme (1988,1991,1995) testi ile analiz edilmiştir.

Johansen Eşbütünleşme testi, değişkenler arasında olabilecek tüm eşbütünleşme ilişkilerini tahmin etmeye olanak sağlayan, tüm değişkenlerin endojen (içsel) olarak kabul edildiği, Vektör Otoregresif (VAR) modeline dayanan, eşbütünleşme ilişkisinin tahmininde en çok olabilirlik yönteminin kullanıldığı bir testtir (Tarı, 2010:426).

Johansen yaklaşımında ilk olarak VAR modeli tahmin edilmekte ve optimal gecikme sayısı (p) belirlenmektedir. VAR(p) modeli aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Johansen 1991, 1995):

$$Z_t = AZ_{t-1} + \dots + A_p Z_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki eşitlikte g değişken sayısını göstermek üzere A, gxg boyutunda katsayılar vektörünü; Z_t , gx1 boyutunda bütünleşme dereceleri I(1) olan değişkenler vektörünü; x_t , gx1 boyutunda deterministik değişkenler vektörünü; ε_t , gx1 boyutunda beyaz gürültü hata terimini ifade etmektedir.

Johansen testini kullanmak için, VAR(p) modelinin bir vektör hata düzeltme modeline (VECM) dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu durumda model aşağıdaki gibi düzenlenmektedir.

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki eşitlikte $\Pi = (\sum_{i=1}^p A_i) - I_g$ ve $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ şeklinde ifade edilmektedir. Π parametresi, uzun dönem ilişkiye ait bilgileri göstermekte ve Π matrisin parametreleri $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde yazılabilmektedir. β' , parametresi uzun dönem katsayısını gösterirken; α parametresi uzun dönem parametresinin ayarlanma hızını ifade etmektedir. (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:505).

Johansen yaklaşımında r sayıda eşbütünleşme ilişkisinin varlığını incelemek için iz istatistiği ve maksimum öz değer istatistiği olmak üzere iki test istatistiği kullanılmaktadır. Maksimum öz değer istatistiğinde, $\text{rank}(\Pi)=r$ sıfır hipotezine karşılık alternatif hipotez $\text{rank}(\Pi)=r+1$ şeklinde oluşturulmaktadır. Maksimum öz değer istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Sahu, Dey, Sinha, Singh ve Narsimaiaha, 2019: 20) :

$$LR(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Yukarıdaki eşitlikte T gözlem sayısını, λ_{r+1} özdeğer tahminlerini göstermektedir.

İz istatistiğinde ise sıfır hipotez r den küçük ya da eşit sayıda eşbütünleşik vektör olduğu şeklinde oluşturulurken, alternatif hipotez r den daha fazla eşbütünleşik vektör olduğu şeklinde ifade edilmektedir (Brooks, 2014:388). İz istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Sahu, Dey, Sinha, Singh ve Narsimaiaha, 2019: 20):

$$LR(r, g) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \lambda_i)$$

Yukarıdaki eşitlikte g değişken sayısını simgelemektedir.

Hesaplanan maksimum öz değer ve test istatistikleri Johansen ve Juselius (1990) ya da Osterwald-Lenum (1992) tarafından sağlanan kritik tablo değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan test istatistiği kritik tablo değerinden büyük ise r sayıda eşbütünleşik vektör olduğu şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilmekte ve maksimum öz değer istatistiği için $r+1$ sayıda, iz istatistiği için r den daha fazla eşbütünleşik vektör olduğu şeklinde oluşturulan alternatif hipotez kabul edilmektedir (Brooks, 2014:388).

Çalışmada CDS primleri ile BİST arasındaki eşbütünleşme ilişkisi incelendikten sonra değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü tespit etmek için Granger (1969) tarafından geliştirilen Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Nedensellik, bir değişkenin diğer değişkeni tahmin etme yeteneği olarak ifade edilmektedir (Tsoku, Mosikari, Xaba ve Modise: 2017: 422). Bu bağlamda Granger nedensellik testinde model, X_t ve Y_t sıfır ortalamaya sahip durağan zaman serileri olmak üzere aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Granger, 1969: 431));

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

Yukarıdaki eşitliklerde m , değişkenlere ilişkin gecikme uzunluklarını, ε_t ve η_t ise birbirinden bağımsız hata terimlerini ve t dönemi göstermektedir.

İlk eşitlikte, B_j 'nin sıfırdan farklı bir değere sahip ($\sum_{j=1}^m b_j \neq 0$) olması Y_t 'den X_t 'ye nedensellik olduğunu yani Y_t , X_t 'nin Granger nedeni olduğunu ifade etmektedir. Benzer şekilde ikinci eşitlikte, c_j 'nin sıfırdan farklı bir değere sahip ($\sum_{j=1}^m c_j \neq 0$) olması ise X_t 'den Y_t 'ye nedensellik olduğunu yani X_t , Y_t 'nin Granger nedeni olduğunu göstermektedir (Granger, 1969:431).

İlk eşitlikte Y_t , X_t 'nin Granger nedeni değildir ve ikinci eşitlikte X_t , Y_t 'nin Granger nedeni değildir şeklinde ifade edilen sıfır hipotezini test etmek için hesaplanan F istatistik değeri kritik tablo değeri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F değeri kritik tablo değerinden büyük ise sıfır hipotezi reddedilmekte ve Granger nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmaktadır.

3. Bulgular

Johansen yaklaşımı ile CDS primleri ve BİST100 endeksi arasındaki eşbütünlük ilişkisini incelenmesinin ilk aşaması değişkenlerin durağanlığının analiz edilmesidir. Bu kapsamda serilerin durağanlığını test etmek için Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmış ve test sonuçları Tablo 3'de gösterilmiştir.

Tablo 3: Serilere İlişkin ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

		ADF		PP	
		Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
LCDS	Test istatistiği (olasılık değeri)	-2.429975 (0.1336)	-3.211396 (0.0824)	-2.101814 (0.2441)	-2.888345 (0.1664)
LBİST100	Test istatistiği (olasılık değeri)	-1.914895 (0.3256)	-3.365947 (0.0563)	-1.882013 (0.3411)	-3.348973 (0.0588)
Δ LCDS	Test istatistiği (olasılık değeri)	-42.26653* (0,0000)	-42.25996* (0,0000)	-41.84678* (0,0001)	-41.83854* (0,0000)

$\Delta LBIST1_{00}$	Test istatistiği (olasılık değeri)	-49.33442* (0,0001)	-49.32507* (0,0000)	-49.35657* (0,0001)	-49.34733* (0,0000)
ADF testi için gecikme sayısının belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır. PP testi için Barlett kernel fonksiyonu ve bant genişliği için Newey-West yöntemi kullanılmıştır.					
* İlgili katsayılar %5 güven düzeyinde anlamlıdır.					

ADF ve PP test istatistiklerine ilişkin olasılık değerleri, serilerinin düzey değerlerinde birim kök içerdiği ve durağan olmadığı şeklinde kurulan sıfır hipotezinin sabit ile sabit ve trendli modellerde %5 güven düzeyinde reddedildiğini ortaya koymaktadır. Serilerin birinci farklarına I(1) ilişkin test sonuçları ise her iki modelde de %5 güven düzeyinde serilerin birim kök içermediğini ve durağan olduğunu göstermektedir. Bu durumda her iki serinin bütünleşme derecesinin I(1) olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 4: VAR Modeline İlişkin En Uygun Gecikmenin Tespiti

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-138.2855	NA	0.003859	0.118434	0.123306	0.120208
1	12130.65	24506.79	1.23e-07	-10.23609	-10.22148	-10.23077
2	12161.54	61.65793	1.20e-07	-10.25879	-10.23444*	-10.24993*
3	12163.80	4.504670	1.20e-07	-10.25732	-10.22322	-10.24491
4	12169.17	10.68895	1.20e-07	-10.25848	-10.21463	-10.24252
5	12174.43	10.48145*	1.20e-07*	-10.25955*	-10.20596	-10.24004
6	12175.28	1.678255	1.20e-07	-10.25688	-10.19355	-10.23383
7	12177.24	3.903366	1.21e-07	-10.25516	-10.18209	-10.22856
8	12181.36	8.182451	1.21e-07	-10.25526	-10.17245	-10.22512

*Uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Serilerin I(1) düzeyinde bütünleşik olduklarının belirlenmesinin ardından VAR modeli tahmin edilerek, Olabilirlik Oranı (LR), Nihai Öngörü Hatası (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SC), Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQ) kullanılarak uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiştir. Tablo 4’de yer alan kriterlere ilişkin değerler, SC ve HQ kriterlerine göre en uygun gecikmenin 2, LR, FPE ve AIC kriterlerine göre 5 olduğunu göstermektedir. Buna göre VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir. Bilgi kriterlerine göre belirlenen VAR(5) modelinin otokorelasyon ve istikrar koşullarını sağlaması gerekmektedir. Tablo 5’de görüldüğü üzere VAR (5) modeline ilişkin ters kökler birim çember içerisinde yer almakta ve model istikrar koşulunu sağlamaktadır. Ayrıca, LM test sonuçları otokorelasyon sorunun olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 5: VAR(5) Modeline İlişkin Varsayımların Test Sonuçları

Modül	LM testi		
	Gecikme	LM istatistiği	Olasılık değeri
0.999071	1	2.589843	0.6286
0.992771	2	1.967163	0.7418
0.524191	3	3.094539	0.5421
0.524191	4	2.069768	0.7229
0.479864	5	1.341003	0.8544
0.479864	6	4.164722	0.3842
0.391935			
0.391935			
0.386640			
0.386640			

Eşbütünleşme analizinde beş farklı model arasından deterministik bileşenlere ilişkin uygun modelin belirlenmesi gerekmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:508). Bu modeller arasından uzun dönem modelinde kesme ve trendin olduğu, kısa dönem modelinde kesme ve trendin olmadığı Model 4 en uygun model olarak belirlenmiştir. Model 4 kullanılarak gerçekleştirilen eşbütünleşme analiz sonuçları Tablo 6’da yer almaktadır. Tablo 6’da görüleceği üzere ilk hipotez için hesaplanan maksimum öz değer ve iz değerleri %5 güven düzeyinde belirlenen kritik değerlerden büyüktür. Bu durumda eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmekte, bir veya birden daha fazla eşbütünleşik vektör olduğu şeklinde kurulan alternatif hipotez kabul edilmektedir. İkinci hipotezde ise hesaplanan maksimum öz değer ve iz değerleri %5 güven düzeyinde belirlenen kritik değerlerden küçük olduğu için en fazla bir eşbütünleşik vektörün olduğunu belirten sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Bu bağlamda test sonuçları, CDS ve BİST100 endeksi arasında uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bir denge ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 6: Eşbütünleşme Test Sonuçları

Sıfır Hipotezi (Ho)	İz İstatistiği	%5 kritik değer	Olasılık değeri	Maksimum Öz değer İstatistiği	%5 kritik değer	Olasılık değeri(p)
$r=0$	37.72151	25.87211	0.0011	29.13342	19.38704	0.0014
$r \leq 1$	8.588090	12.51798	0.2073	8.588090	12.51798	0.2073

CDS ve BİST100 değişkenlerine ilişkin kısa dönem ilişkiyi de analiz eden VECM modelinin tahmin edilip edilmeyeceği kararını verebilmek amacıyla zayıf dışsallık testi yapılmalıdır (Doğru, 2014:123). Bir değişkenin dışsal olabilmesi için kendi gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olması ve kendi denklemindeki parametrelerin veri üretme sürecinin sistemdeki diğer değişkenlerin parametrelerinin

veri üretme sürecinden bağımsız olması gerekmektedir (Asteriou ve Hall, 2007:325; Sevütekün ve Nargeleçekenler, 2010:514). Tablo 7’de zayıf dışsallık test sonuçları sunulmuştur. Test sonuçlarına göre CDS değişkeni için %5 güven düzeyinde değişkenin dışsal olduğunu ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmekte, BİST100 değişkeni için sıfır hipotezi reddedilmektedir. Buna göre BİST100 değişkeni zayıf dışsal olmadığı yani içsel değişken olduğu için sadece BİST100 değişkeni için VECM modeli tahmin edilecektir.

Tablo 7: Zayıf Dışsallık Test Sonuçları

Değişkenler	Hipotez	Olabilirlik Oranı (LR)	Olasılık değeri(p)
LCDS	A(1,1)=0	0.263636	0.607633
LBİST100	A(2,1)=0	12.54842*	0.000397

* katsayılar %5 güven düzeyinde istatistiki açıdan anlamlıdır

VECM modeli, hem hata düzeltme katsayısı ile sunulan uzun dönem ilişkiyi hem de denge ilişkisinden kısa dönem sapmaları içeren dinamik bir modeldir. Hata düzeltme katsayısı (ECM) uzun dönem dengeden oluşacak bir sapmanın düzeltme hızını göstermektedir (Vogelvang, 2005: 254). Hata düzeltme katsayısının anlamlı ve negatif olması hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını, sapmanın uzun dönem dengesine yaklaştığını ifade etmektedir (Kocabıyık, 2016: 47). CDS ve BİST100 endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi açıklayan model ile içsel değişken olduğu tespit edilen BİST100 için VECM modeli Tablo 8’de verilmektedir.

Tablo 8: BİST100 Değişkenine İlişkin Uzun Dönem Denge Modeli ve VECM Modeli

BİST100 Uzun Dönem Denge Modeli			
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t istatistiği
LCDS	-0.381664*	0.03777	10.1054
trend	-0.000357*	1.7E-05	-21.3147
c	-12.87580		
BİST100 VECM Modeli			
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t istatistiği
ECM	-0.009219*	0.00219	-4.21578
D(LCDS(-1))	-0.037710*	0.01199	-3.14614
D(LCDS(-2))	-0.011008	0.01204	-0.91445
D(LCDS(-3))	-0.009189	0.01204	-0.76349
D(LCDS(-4))	0.011872	0.01195	0.99332
D(LBİST(-1))	-0.049135**	0.02436	-2.0174
D(LBİST(-2))	0.006753	0.02435	0.2773
D(LBİST(-3))	0.027913	0.02431	1.1483
D(LBİST(-4))	-0.017877	0.02424	-0.73745
C	0.000273	0.00029	0.94000

*, **, *** ilgili katsayılar sırasıyla %1, %5 ve %10 güven düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 8'in ilk kısmında yer alan içsel değişken BİST100 için oluşturulan uzun dönem ilişkisi gösteren denge modelinde, CDS değişkeni için katsayının anlamlı ve negatif olması CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında uzun dönemde ters yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Tabloda görüldüğü üzere BİST100 endeksine ilişkin ECM katsayısı negatif ve istatistiki açıdan anlamlıdır. Katsayının anlamlı olması hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını, negatif olması ise CDS ve BİST100 değişkenleri arasındaki uzun dönem dengesinde oluşacak bir sapmanın bir sonraki dönemde düzeltilebileceğini ve denge değerine yaklaşılabileceğini ifade etmektedir. Hata düzeltme katsayısı %1'e yakındır. Bu katsayının düşük olması, uzun dönem denge ilişkisinde meydana gelecek sapmalar sonucunda dengenin yeniden sağlanmasının yavaş olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre hata düzeltme mekanizması, sapmaları her dönem %0,92 oranında azaltmakta ve oluşan bir sapma 108,7 dönem (1/0,0092) sonra dengeye gelmektedir.

Tablo 9: Granger Nedensellik Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Nedensellik İlişkisi	Wald İstatistiği
LCDS	LBİST100	Yok	1.616865 (0,8058)
LBİST100	LCDS	Var	13.20619 (0,0103)
Parantez içindeki değerler test istatistiğine ilişkin olasılık değerlerini göstermektedir.			

Kısa dönemde değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla VECM modeli üzerinden Granger nedensellik testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 9'da gösterilmiştir. Tablo 9'da yer alan test sonuçlarına göre BİST100 endeksinden CDS'e doğru nedensellik ilişkisi olmadığı şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilememektedir. Diğer taraftan CDS'den BİST100 endeksine doğru nedensellik ilişkisi olmadığı şeklinde kurulan sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve CDS primleri BİST100 endeksinin Granger nedeni olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu bağlamda test sonuçları, kısa dönemde CDS primlerindeki değişimlerin BİST100 endeksi üzerinde etkili olduğunu ve CDS primlerinden BİST100 endeksine doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğunu ortaya koymaktadır.

Genel olarak değerlendirildiğinde eşbütünleşme analizinden elde edilen bulgular, uzun dönemde CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında uzun dönem

denge ilişkisinin varlığını, değişkenler arasında ters yönlü bir ilişkinin bulunduğunu, uzun dönem dengesinde oluşacak sapmaların ardından dengenin yeniden sağlanmasının uzun zaman aldığını ortaya koyarken; nedensellik analizi kısa dönemde ilişkinin yönünün CDS primlerinden BİST100 endeksine doğru olduğunu göstermiştir. Çalışmadan elde bulgular, Balı ve Yılmaz (2012), Hancı (2014), Ceylan, Ceylan, Tuzun ve Ekinci (2018), Sovbetov ve Saka (2018), Sarıgül ve Şengelen (2020) çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir.

Sonuç

Finansal piyasaların gelişmesi ile birlikte yatırımcıların maruz kaldığı riskler artmış ve riskin etkisini minimize edebilmek için finansal araçlar geliştirilmiştir. Bu finansal araçlar arasında yer alan kredi türevleri, maruz kalınan kredi riskini tarafların etkin şekilde yönetmesine olanak sağlamaktadır. Kredi türevleri arasında en yaygın olanı CDS'lerdir. CDS, alıcının ödediği primler karşılığında, referans alınan borcun ödenmeme riskine karşı alıcıyı koruyan bir çeşit sigortadır. CDS primlerindeki değişimler, bir ülkenin ekonomik, politik, sosyal açıdan tüm gelişmelerinin yansımalarını içerdiğinden, finansal piyasalara yatırım kararlarında yatırımcıların takip ettiği bir gösterge olarak kabul edilmektedir. Bu çalışma ile CDS primlerindeki değişimler ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkinin belirlenmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda CDS primleri ile BİST100 endeksi arasındaki uzun dönemli denge ilişkisi Johansen Eşbütünleşme testi ile kısa dönemli ilişkide Granger Nedensellik analizi ile incelenmiştir.

Johansen Eşbütünleşme test sonuçları değişkenlerin eşbütünleşik olduğunu yani CDS ve BİST100 endeksi arasında uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bir denge ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Zayıf dışsallık test sonuçları CDS değişkeninin zayıf dışsal olduğunu, fakat BİST100 endeksinin zayıf dışsal olmadığını ortaya koymuş ve BİST100 endeksi için VECM modeli tahmin edilmiştir. VECM modeli sonuçlarına göre CDS primleri ile BİST100 endeksi arasında uzun dönemde ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır. VECM modelinde yer alan ECM katsayısı negatif ve istatistiki açıdan anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Katsayının anlamlı olması hata düzetme mekanizmasının çalıştığını ortaya koyarken, negatif olması ise CDS ve BİST100 değişkenleri arasındaki uzun dönem dengesinde oluşacak bir sapmanın bir

sonraki dönemde düzeltilebileceğini ve denge değerine yaklaşılabileceğini ifade etmektedir. Fakat katsayının %1'e yakın olması uzun dönem denge ilişkisinde meydana gelecek sapmalar sonucunda dengenin yeniden sağlanmasının yavaş olacağını ortaya koymaktadır.

Genel olarak değerlendirildiğinde, çalışmadan elde edilen bulgular ülke CDS priminin hisse senedi piyasasında yapılacak yatırım kararlarında bir gösterge olarak takip edilebileceğini göstermektedir. CDS primindeki artışlar BİST100 endeksinin düşmesine neden olurken, CDS primindeki azalışlar BİST100 endeksini arttırmaktadır. Bunun yanı sıra kısa dönemde meydana gelen bir sapmanın uzun dönemde denge noktasına yönelmesi uzun zaman almaktadır. Bu bağlamda çalışmanın, CDS primlerindeki değişimin hisse senedi piyasası üzerinde yaratacağı etkiyi ortaya koyması açısından yatırımcıların portföy yatırım karar süreçlerine katkı sağlaması beklenmektedir.

Kaynakça

- Acaravcı, S. K.ve Karaömer, M. Y. (2017). Borsa İstanbul (BİST-100) ve kredi temerrüt takası (CDS) arasındaki ilişkinin incelenmesi. In Mediterranean International Conference on Social Sciences Proceeding Book, Podgorica, ss.260-273.
- Allen, L.ve Saunders, A. (2010). Credit Risk Measurement in and out of The Financial Crisis: New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms. John Wiley&Sons, pp.244-246.
- Alnassar, W., Al-shakrhy, E., ve Almsafir, M. K. (2014). Credit derivatives: Did they exacerbate the 2007 global financial crisis? AIG: Case study. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 109: 1026-1034.
- Asteriou, D. ve Hall, S. G. (2007). Applied Econometrics: A Modern Approach, Palgrave Macmillan: Hampshire, pp. 325-335.
- Aydın K., G., Hazar, A. ve Çütçü, İ. (2016). Kredi temerrüt takası ile menkul kıymet borsaları arasındaki ilişki: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke uygulamaları. Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi, 1(2): 1-21.
- Balı, S. ve Yılmaz, Z. (2012). Kredi temerrüt takası marjları ile İMKB 100 Endeksi arasındaki ilişki. 16. Finans Sempozyumu Bildiriler Kitabı, Erzurum, ss.83-104.
- Başarır, Ç. ve Keten, M. (2016). Gelişmekte olan ülkelerin CDS primleri ile hisse senetleri ve döviz kurları arasındaki kointegrasyon ilişkisi. Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 8(15): 369-380.

- Bektur, Ç. ve Malcıoğlu, G. (2017). Kredi temerrüt takasları ile BİST 100 Endeksi arasındaki ilişki: Asimetrik nedensellik analizi. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(3): 73-83.
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, New York, pp.388-400.
- Ceylan, I. E., Ceylan, F., Tuzun, O.ve Ekinçi, R. (2018). The effect of credit default swaps (cbs) on BİST100 in Turkey: Ms-Var approach. *Ecoforum Journal*, 7(1):1-5.
- Chan-Lau, J. A. ve Kim, Yoon S. (2004). Equity Prices, credit default swaps, and bond spreads in emerging markets. *IMF Working Paper*, pp.1-31.
- Coronado, M., Corzo, T. ve Lazcano, L. (2011). A case for Europe: The relationship between sovereign CDS and stock indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2): 32-63.
- Değirmenci, N. ve Pabucçu, H. (2016). Risk primi ile BİST-100 etkileşiminin incelenmesi. *17.Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, Sivas, ss.101-102.
- Doğru, B. (2014). Yüksek enflasyon dönemlerinde bütçe açığı ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisi var mıdır? 1978-2002 dönemi Türkiye örneği. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 9(1): 113-130.
- Eren, M. ve Başar, S. (2016). Effects of credit default swaps (CDS) on BIST-100 Index'. *Ecoforum*, 5 (Special Issue): 123-129.
- Fung, H., G., Sierra, G., E., Yau, J. ve 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.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37: 424-438.
- 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*, Gönüllü, O.and İçke, B., T. (Ed.). Ijopce, United Kingdom, pp.55-69.
- Hancı, G. (2014). Kredi temerrüt takasları ve BİST-100 arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Maliye Finans Yazıları*, 28 (102): 9-22.
- Hull, J. C. (2012). *Options, futures and other derivatives*. Pearson Education Limited. United Kingdom.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S. (1995), Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2): 169-210.

- Johansen, S., (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autogressive models, *Econometrica*, 59(6): 1551-1580.
- Kılıcı, E. N. (2017). CDS primleri ile ülke kredi riski arasındaki ilişkinin değerlendirilmesi; Türkiye örneği. *Maliye Finans Yazıları*, 108: 71-86.
- Mataev, M. ve 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.
- Neal, R. (1996). Credit derivatives: New financial instruments for controlling credit risk, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Second Quarter: 15-27.
- Norden, L. ve Weber, M. (2009). The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: An empirical analysis. *European Financial Management*, 15 (3): 529-562.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 54(3): 461-472.
- Pan, J. ve Singleton, K., J. (2007). Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads. *The Journal of Finance*, 63(5): 2345-2384.
- Poorman Jr, F. A. (2003). Credit derivatives: An overview for US Banks. *Commercial Lending Review*, 18: 4-14
- Sahu, P. K., Dey, S., Sinha, K., Singh, H. ve Narsimaiaha, L. (2019). Cointegration and price discovery mechanism of major spices in India. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 7(1): 18-24.
- Sarıgül, H. ve Şengelen, H. E. (2020). Ülke kredi temerrüt takas primleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki: Borsa İstanbul'da banka hisse senetleri üzerine ampirik bir araştırma. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 86: 247-264.
- Sevüktekin, M., ve Nargeleçekenler, M. (2010). Ekonometrik zaman serileri analizi Eviews uygulamalı. Nobel Yayınları, Ankara, ss.483-500.
- Sovbetov, Y. ve 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.
- Şahin, E.,E. ve Özkan, O. (2018). Kredi temerrüt takası, döviz kuru ve BİST100 endeksi ilişkisi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(3): 1939-1945.
- Tarı, R., (2010). Ekonometri, Genişletilmiş 6. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli, ss.426-435.
- Tatlıdil, H. ve Bursa, N. (2011). Kredi temerrüt takası ve risk yönetimi. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 12: 58-65.
- Tatlıdil, H. ve Bursa, N. (2011). Kredi temerrüt takası ve risk yönetimi. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 12: 58-65.

- Tsoku, J. T., Mosikari, T. J., Xaba, D. ve Modise, T. (2017). An Analysis of the Relationship between Manufacturing Growth and Economic Growth in South Africa: A Cointegration Approach. World Academy of Science, Engineering and Technology, International Journal of Social, Behavioral, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering, 11(2): 414-419.
- Vogelvang, B. (2005). Econometrics: theory and applications with Eviews. Pearson Education: England, pp.254-265.
- Yenice, S. ve Hazar, A. (2014). Gelişmekte olan ülkelerdeki risk primleri ile menkul kıymet borsalarının etkileşiminin incelenmesi. 18. Finans Sempozyumu Bildiriler Kitapçığı, Pamukkale, s. 531-544.