

Kredi Temerrüt Swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Kısa ve Uzun Dönemli Zaman Serisi Analizleri

(The Relationship between Credit Default Swaps and Borsa İstanbul 100 Index: The Short and Long Term Time Series Analysis)

Emre Esat TOPALOĞLU^a İlhan EGE^b

^a Şırnak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Şırnak, Türkiye. emresatopal@hotmail.com

^b Mersin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Mersin, Türkiye. ilhanege2005@hotmail.com

MAKALE BİLGİSİ	ÖZET
Anahtar Kelimeler: Kredi Temerrüt Swapları Borsa İstanbul Hata Düzeltme Modeli Eşbütünleşme Analizi VAR Analizi Gönderilme Tarihi 20 Ocak 2020 Revizyon Tarihi 10 Mayıs 2020 Kabul Tarihi 14 Mayıs 2020	Amaç – Çalışmada, 2010:01-2019:06 dönemi için Türkiye Kredi Temerrüt Swapı (CDS) ile Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeksi getirisi arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkiyi ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Yöntem – Araştırmada, Sabit, sabit ve trend, sabitte kırılma, sabitte kırılma ve trend, trendde kırılma, rejimde kırılma, rejimde ve trendde kırılma modellerine ilişkin kısa ve uzun vadeli zaman serisi analizleri yöntem olarak belirlenmiştir. Bulgular – CDS ve BIST100 serilerinin düzey değerlerinde durağan oldukları belirlenmiştir. CDS primleri ile BIST100 getirisi arasındaki uzun vadeli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. CDS ile BIST100 getirisi arasında uzun dönemde FMOLS ve CCR'ye göre %25, DOLS'e göre %43 negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Granger nedensellik test sonuçlarına göre, CDS'ten BIST100 getirisine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlanılmıştır. Etki-tepki analizi sonucunda, CDS'teki bir şokun BIST100 getirisinde 2. ayda 0.013 düşüşe yol açtığı ve bu etkinin 5. ayda ortadan kalkarak sıfıra yakınsadığı belirlenmiştir. Varyans ayrıştırmasına göre ise ve 9. ay itibarıyla BIST100 getirisindeki değişimlerin yaklaşık %0,20'lik kısmının CDS değişkeni tarafından meydana geldiği tespit edilmiştir. Tartışma – Araştırmada ulaşılan CDS ile BIST100 getirisi arasındaki negatif yönlü ilişkinin teorik olarak desteklendiğini ve ülke riskinin arttıkça pay piyasası getirisinin azaldığını söylemek mümkündür.
Makale Kategorisi: Araştırma Makalesi	
ARTICLE INFO	ABSTRACT
Keywords: Credit Default Swaps Borsa İstanbul Error Correction Model Cointegration Analysis VAR Analysis Received 20 January 2020 Revised 10 May 2020 Accepted 14 May 2020	Purpose – This study that focuses on the analyzing the short and long terms impacts of Turkey's CDS on return of BIST100 Index in 2010:01-2019:06 periods. Design/methodology/approach – Considering the the short and long term time series analysis used to process with constant, constant-trend, level shift, level shift-trend, trend shift, regime shift, regime-trend shift models. Findings – It was determined that both series were stationary at the level. The cointegration was determined relationship between CDS and return of BIST100. A negative relationship was found between CDS and BIST100 return in the long term by 25% according to FMOLS and CCR and 43% to DOLS. According to short-term error correction model results, it was found that the short-term deviations in return of BIST100 equilibrated after 2.43 months and 41.1% of the deviations in return of BIST100 disappeared. Granger causality test results, there is Granger causality from CDS to BIST100 return. As a result of the impulse-response functions, it was determined that a shock in CDS caused 0.013 decrease return of BIST100 in 2 months and this effect disappeared in 5 months and converged to zero. According to variance decomposition, It has been found that approximately 0.20% of the changes in BIST100 return as of the 9th month is caused by CDS variable. Discussion – It is possible to say that the negative relationship between the CDS and BIST100 return reached in the research is supported theoretically and the market return decreases as the country risk increases.
Article Classification: Research Article	

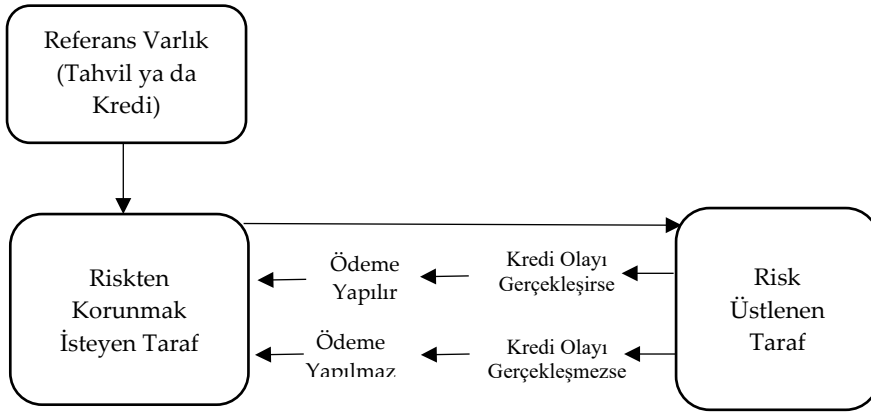
Önerilen Atf/ Suggested Citation

Topaloğlu, E. E., Ege, İ. (2020). Kredi Temerrüt Swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Kısa ve Uzun Dönemli Zaman Serisi Analizleri, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12 (2), 1373-1393.

1. Giriş

Pay piyasalarında işlem yapan yatırımcılar gelecekteki fiyatları tahmin ederek, riskten kaçınmak ve yüksek getiri sağlamak istemektedirler. Pay piyasalarında enflasyon riski, likidite riski, kredi riski ve kur ve faiz risklerinden oluşan piyasa riskleri ile karşılaşılabilir. Kredi riski, vadesi gelen alacakların geri ödenmemesi durumunda ortaya çıkan risk türüdür. Finansal piyasaların entegrasyonu ile birlikte pay piyasalarında risk ve belirsizlik artabilmekte, bu durum da risk yönetiminin önemini daha da artırmaktadır. Yatırımcılar pay piyasalarında ortaya çıkabilecek riskleri türev piyasalarda türev ürünleri kullanarak en aza indirebilmektedir. Türev ürünler ile birlikte yatırımcılar, fiyat hareketlerindeki dalgalanmalara ve kredi risklerine karşı korunabilirken, diğer yandan spekülasyon de hareket edebilmektedir (Corondo vd., 2011).

Borcun temerrüde düşme riski olarak da ifade edilebilen kredi riski, menkul kıymet ihraç eden veya kredi alanlar tarafından borcun vadesinde ödenmemesi durumunda ortaya çıkmaktadır. Yatırımcılar, kredi riskinden kaçınmak için ise kredi türevi ürünlerini kullanabilmektedir. Kredi türevi ürünler arasında finansal piyasalarda en sık kullanılan ürün ise CDS'lerdir. CDS, kredi riskinin sigortalanması olarak karşımıza çıkmakta ve borçlu konumda olan şirketin veya devletin sorumluluklarını yerine getirememesi durumunda borç veren tarafın riskten korunmasını sağlamaktadır. Temerrüde düşme, iflas durumu veya kredi notunun düşmesi gibi faktörler doğrultusunda finansal varlıkta ortaya çıkabilecek olası kayıplar CDS ile taraflar arasında transfer edilebilmektedir. CDS işleyişi Şekil 1'de gösterilmektedir.



Şekil 1. CDS İşleyişi

Kaynak: Choudhry, M. (2006). *The Credit Default Swap Basis*. New York, Bloomberg Press,

Şekil 1'de görüldüğü üzere bir sigorta poliçesi olarak nitelendirilebilen CDS'te borç veren, borçlanan ve CDS sözleşmesi imzalanan taraf olmak üzere üç taraf bulunmaktadır. CDS sözleşmeleri için öncelikle borçlanma olayının ortaya çıkması gerekmektedir. Borçlanan taraf anapara ve faizi ödeme yükümlüğüdür. Borç veren taraf ise borçlanmanın piyasadaki durumunu gözlemleyerek temerrüde düşme olasılığı olduğuna karar verirse, dönem sonunda elde edeceği anapara ve faiz gelirini garanti altına alma adına riski paylaşmak isteyen bir tarafla CDS sözleşmesi yapmaktadır. Korumayı satın alan taraf, koruma satıcısına belirli bir prim ödemekte ve en başta adı geçen borçlanan tarafın temerrüde düşmesi durumunda meydana gelen zararı koruma satıcısından temin etmektedir. Bu CDS sözleşmesi sonrasında, kredi riski minimize edilmiş ve getiri elde edilmiş olmaktadır (Choudhry, 2006).

CDS, finansal piyasalarda ortaya çıkabilecek risklerin takip aracı olarak kullanılabilir. Kredi veya tahvile sahip borçlu konumunda olan tarafın içerisinde bulunduğu ekonomik sistemde risk arttıkça buna bağlı olarak da CDS primleri yükselmektedir. Diğer bir deyişle, ülke riski arttıkça CDS primleri de yükselmektedir. Doğrudan yatırım ya da dolaylı olarak portföy yatırımı yapacak olan yabancı yatırımcılar, yatırım yapacakları ülkenin risklilik durumuna göre karar vermektedir. Ülkelerin risklilik durumu, Moody's, Standart and Poors ve Fitch kredi derecelendirme kuruluşları tarafından belirlenebilirken, son zamanlarda CDS primleri özellikle yabancı yatırımcılar için önemli bir risk göstergesi haline gelmiştir. Kredi derecelendirme kuruluşlarının objektif olamama ve gerçekleşen finansal krizleri öngörmedeki yetersizlikleri gibi faktörler doğrultusunda CDS primleri, yatırımcılar tarafından dikkate alınan öncelikli risk göstergesi konumuna gelmiştir.

Türk tahvillerinin CDS primlerine etki eden faktörler üzerine literatürde birçok çalışma söz konusudur. Bu çalışmaların ağırlıklı olarak Borsa İstanbul endeksleri ve makroekonomik faktörler üzerine kurulduğu söylenebilir. CDS primlerinin artması o ülkenin daha riskli olduğu anlamına gelmektedir. Rasyonel hareket etme eğiliminde olan yatırımcıların düşük risk düzeyinde yüksek getiri sağlamak istemeleri doğrultusunda CDS primleri ile Borsa İstanbul endeks getirileri arasında negatif ilişkinin varlığı öngörülebilmektedir. Ülke riskinin yüksek olduğu pay piyasalarında risk seven ve spekülasyon hareket eden yatırımcılar yatırım yapabilmekte ve bu durum pay fiyatlarında artışa yol açabilmektedir. Ancak orta ve uzun vadede fiyatların yükselmesi ile pay piyasa getirileri düşüş eğilimine girebilmektedir. Buna ek olarak özellikle yabancı yatırımcılar yatırım yapacakları güvenilir limanlara yanaşmak istemekte ve ülke riskinin yüksek olduğu piyasalara yatırım yapmaktan kaçınabilmektedir. Bu durum da pay piyasa hacmine ve getirisine negatif yönde etki edebilmektedir. Bu bağlamda çalışmada, “CDS primleri ile BIST100 getirisi arasında negatif ilişki vardır” temel hipotezi üzerinde sınamalar gerçekleştirilecektir.

Bu çalışmada, Ocak 2010 ile Haziran 2019 dönemi için ABD Doları bazında Türkiye'nin 5 yıl vadeli CDS (Credit Default Swap) primleri ile Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeks getirisi arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkiyi ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çalışmada öncelikle CDS'e ilişkin teorik açıklamaların yer aldığı giriş bölümüne yer verilmiştir. Sonrasında CDS ile pay piyasaları arasındaki ilişkinin incelendiği önceki araştırmaları içeren literatür taraması gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde, CDS ile BIST100 getirisi arasındaki ilişkiye yönelik olarak yapılan analizler ve bu analizlerde elde edilen bulguları içeren metodoloji bölümü yer almaktadır. Çalışma, sonuç ve değerlendirme bölümü ile sonlandırılmıştır.

CDS ile BIST100 getirisi arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmanın, kullanılan ekonometrik yöntemlerin çeşitliliği ve değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin birlikte ve geniş bir şekilde analiz edilmesi doğrultusunda literatüre katkı sağladığı ve özgünlük sunduğu düşünülmektedir. Araştırma sonucunda elde edilen bulguların yatırımcılara ve politika yapıcılara faydalı bilgiler sunacağı ve yol gösterici nitelikte olacağı da beklenmektedir.

2. Literatür Taraması

CDS üzerine yapılan ilk çalışmalar, Duffie (1999) tarafından gerçekleştirilmiş ve bu çalışmalar finans literatüründe birçok araştırmaya da temel teşkil etmiştir. Bu araştırmalarda ağırlıklı olarak, ülke riskinin göstergelerinden biri olarak kabul edilen CDS primleri ile makroekonomik faktörler ve pay piyasaları arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Literatür taraması başlığı altında araştırmanın konusu ve kapsamı itibarıyla yalnızca CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki ilişkilerin araştırıldığı çalışmalarda elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Bu kapsamda ulusal ve uluslararası literatürde yapılan çalışmaların ağırlıklı olarak zaman serisi analizlerinden oluştuğu ve yapılan araştırmaların son dönemlerde yoğunlaştığı söylenebilir.

Fung vd. (2008) tarafından yapılan çalışmada, 2001-2007 dönemi için Tayland, Filipinler, Çin, Malezya, Kore ve ABD esas alınmış ve CDS ile pay piyasaları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analiz neticesinde, CDS ile pay piyasaları arasında negatif ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Coronado vd. (2011) ise İspanya, Portekiz, İtalya, Fransa, İrlanda, İngiltere, Yunanistan ve Almanya'da CDS ile pay senetleri arasındaki ilişkiyi incelemiş ve iki değişken arasında negatif yönlü ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir. Buna ek olarak çalışmada, CDS ile pay piyasaları arasında tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin de olduğu belirlenmiştir. Balı ve Yılmaz (2012) çalışmalarında, Ocak 2002 ile Nisan 2012 dönemi için CDS ile IMKB100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişler ve CDS ile IMKB100 endeksi arasında negatif yönlü ilişkinin varlığını ortaya çıkarmışlardır.

Basazinew ve Vashkevich (2013) tarafından gerçekleştirilen bir diğer çalışmada ise 2007-2011 dönemi için Asya ülkelerinde CDS ile pay piyasaları arasındaki ilişkiyi araştırılmış ve CDS ile pay piyasaları arasında negatif ilişki tespit edilmiştir. CDS ile pay piyasaları arasındaki negatif ilişkinin bulgularlandığı bir diğer çalışmada Hancı (2014), 2008-2012 dönemi için Türkiye'de CDS primleri ile BIST100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiş ve CDS ile BIST100 endeksi arasında negatif ilişkinin varlığını ortaya çıkarmıştır. BIST100 üzerine yapılmış bir diğer araştırma ise Değirmenci ve Pabuçcu (2016) tarafından yapılan çalışmadır. Bu çalışmada, 2010-2015 dönemindeki CDS primleri ile BIST100 kapanış fiyatları arasındaki ilişki araştırılmış ve araştırma neticesinde BIST100 endeksi ile CDS arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Eren ve Başar (2016) tarafından aynı yıl gerçekleştirilen çalışmada ise BIST100 ile CDS ve makroekonomik

faktörler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, CDS ve dış ticaret dengesinin uzun vadede pay fiyatlarını artırdığı ancak kısa vadede bu etkinin negatif olduğu tespit edilmiştir.

BIST100 esas alınarak yapılmış bir diğer çalışma ise Bektur ve Malcıoğlu (2017) tarafından yapılan çalışmadır. Bu çalışmada yazarlar, CDS ile BIST100 endeksi arasındaki ilişkiyi 12.10.2000 ile 17.02.2017 dönemini esas alarak incelemiş ve CDS'ten BIST100'e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya çıkarmışlardır. Sovbetov ve Saka (2018), 2008-2015 dönemi için Türkiye'de CDS primleri ile BIST100 endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmışlar ve iki değişken arasında uzun dönemde çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Aynı yıl Şahin ve Özkan (2018) tarafından yapılan çalışmada, 2012-2017 dönemi için Türkiye'de CDS, döviz kurları ve BIST100 endeksi arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analiz sonucunda, CDS ile BIST100 endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Shahzad vd. (2018) çalışmalarında ise ABD'de 14 Aralık 2007 ile 30 Eylül 2015 dönemi için CDS ile sektör borsaları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve CDS ile borsalar arasında negatif ilişkilerin varlığını ortaya çıkarmışlardır. ABD esas alınarak yapılan bir diğer çalışmada da Chau vd. (2018), 1 Ocak 2006-31 Aralık 2013 döneminde CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve iki değişken arasında herhangi bir uzun dönemli ilişkiye rastlamamışlardır. Türkiye ve BIST100 üzerine Ceylan vd. (2018) tarafından yapılan bir diğer çalışmada ise Mart 2005 ile Mayıs 2017 dönemi için CDS ile BIST100 endeksi arasındaki ilişkiyi araştırılmıştır. Araştırma neticesinde, CDS ile BIST100 endeksi arasında negatif ilişki tespit edilmiş ve CDS primlerinin yatırım kararlarında önemli bir faktör olduğu belirlenmiştir.

Araştırma konusuna ilişkin yapılan çalışmalarda, CDS primleri ile Borsa endeksleri arasında negatif yönlü ilişkilerin varlığına dair bulgulara ulaşıldığını söylemek mümkündür. Ülke riskinin göstergelerinden biri olan CDS ve BIST100 endeksinin dinamik yapıları doğrultusunda bu çalışmada güncel veriler analiz edilmiş ve zaman serisi analizleri ile iki değişken arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkiler, kullanılan ekonometrik yöntemler itibariyle farklı açılardan tüm yönleri ile ele alınmıştır.

3. Veri Seti ve Yöntem

Araştırmada, Türkiye Kredi Risk Swapı (Credit Default Swap-CDS) ile Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeks getirisi arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişki, Ocak 2010 ile Haziran 2019 dönemi kapsamında incelenmiştir. Türkiye'nin 5 yıl vadeli CDS primleri, aylık olarak ABD Doları bazında ele alınmıştır. BIST100 endeks getirisi ise aylık kapanış fiyatları kullanılarak hesaplanmıştır. CDS primi ve BIST100 endeks serileri, logaritmik getiri formunda analize dâhil edilmiştir. CDS primlerine ilişkin veriler, Bloomberg veri tabanından sağlanırken, BIST100 endeks verileri ise investing.com veri tabanından sağlanmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistik ve korelasyon test sonuçları Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistik ve Korelasyon Analiz Sonuçları

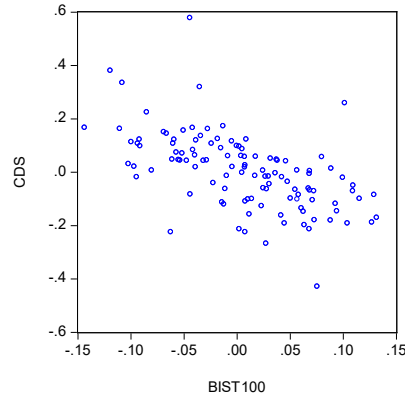
	Tanımlayıcı İstatistikler				Spearman Korelasyon				
					BIST100F	BIST100	CDSPUAN	CDS	
					BIST100F	1.000000			

Ortalama	78.61163	0.005481	229.0379	0.005471	BIST100	-0.150621	1.000000		
Medyan	77.21850	0.007119	209.8750	0.008230		-1.612415	----		
Maksimum	119.5280	0.131280	576.6200	0.579036		0.1097	----		
Minimum	49.70500	-0.143898	117.9300	-0.427249	CDSPUAN	0.123201	0.075320	1.000000	
Std. Sap.	16.36100	0.062715	77.73384	0.141796		1.313849	0.799388	----	
Çarpıklık	0.459014	-0.095301	1.631043	0.490121		0.1916	0.4258	----	
Basıklık	2.602438	2.322701	6.703305	5.051028	CDS	0.125324	-0.634005	-0.187566	1.000000
Jarque-Bera	4.753954	2.351550	115.6894	24.54605		1.336839	-8.676357	-2.020879	----
J-B Olas	0.092831	0.308580	0.000000	0.000005		0.1840	0.0000	0.0457	----
Gözlem	114	114	114	114					

Tabloda; BIST100F: BIST100 endeksi kapanış fiyatını, BIST100: BIST100 endeksinin logaritmik getirisini, CDSPUAN: Kredi Risk Swap Puanını, CDS: Kredi Risk Swap Puanı Logaritmik Değişimini temsil etmektedir.

Tanımlayıcı istatistik sonuçları incelendiğinde, BIST100 kapanış fiyat ortalamasının incelenen dönemde 78.611 olduğu; endeks logaritmik getiri ortalamasının ise 0.005 olduğu hesaplanmıştır. CDS primi ise ortalama 229.037 değerini alırken, CDS primindeki değişim oranı ise ortalama 0.005 değerini almıştır. Basıklık, çarpıklık ve J-B değerlerine göre BIST100 serisinin normal dağıldığı buna karşın CDS serisinin ise normal dağılmadığı belirlenmiştir. Spearman korelasyon analizi ise araştırmanın açıklayıcı değişkeni olan CDS ile bağımlı

değişken konumunda olan BIST100 arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. CDS ile BIST100 arasındaki bu ilişki serpilme diyagramı ile Şekil 2'de olduğu üzere gözlemlenebilmektedir.



Şekil 2. CDS ile BIST100 Serpilme Diyagramı

Serpilme diyagramı gözlemlendiğinde CDS ile BIST100 değişkenleri arasında dağınık ve yumak şekliyle ziyade doğrusal bir ilişkinin görünümünden söz etmek mümkündür. Çalışmada CDS primleri ile BIST100 getirisi arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkileri belirleyebilmek için yapısal kırılmalı birim kök testleri, eşbütünleşme analizleri, hata düzeltme modeli, VAR analizi, Granger nedensellik analiz, etki tepki ve varyans ayrıştırması analizleri gerçekleştirilmiştir.

4. Birim Kök Testleri

Çalışmada kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelenmeden önce ilk olarak CDS ve BIST100 değişkenlerine ait serilerin durağanlıkları diğer bir deyişle, birim kök içerip içermedikleri yapısal kırılmalı birim kök testleri ADF, Fourier ADF, RALS ADF, RALS-JUNSSON ve RALS-JUHL ile incelenmiştir. CDS ve BIST100 değişkenlerinin durağanlıkları aşağıdaki denklemler doğrultusunda incelenmiştir.

$$\Delta BIST_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta BIST_{t-1} + \sum_{i=1}^N \Psi \Delta BIST_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta CDS_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta CDS_{t-1} + \sum_{i=1}^N \Psi \Delta CDS_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklem (1) ve (2)'de Δ birinci fark işlemcisini; t zaman trendini; ε_t hata terimini, $BIST_t$ - CDS_t değişken serilerini ve N ise hata terimlerinin ardışık bağımlılığını ortadan kaldırmak için bilgi kriterleri tarafından belirlenen bağımlı değişkenin gecikme sayısını ifade etmektedir. BIST100 ve CDS serilerine ilişkin birim kök süreci doğrultusunda öncelikle serilerin ham ve dönüşümü yapılmış hallerine ilişkin zaman yolu grafikleri incelenebilmektedir. Bu bağlamda ham, dönüşümü yapılmış ve yapısal kırılmaların gösterildiği Fourier grafikleri Şekil 3'te gösterilmektedir.



Şekil 3. Serilere Ait Zaman Yolu Grafikleri

BIST100 ve CDS serilerine ait grafikler incelendiğinde, serilerin ham halleriyle durağan bir yapıda olmadıkları gözlemlenirken, logaritmik dönüşüm sonrası serilerin durağan bir hale geldikleri gözlemlenmiştir. Tablo 2’de CDS değişkenine ait yapısal kırılmalı birim kök testlerine ilişkin sonuçlar gösterilmiştir.

Tablo 2. CDS Birim Kök Test Sonuçları

TWO BREAKS ADF (Narayan & Popp, 2010)						
Sabit			Sabit ve Trend			
ADF-istatistik			-5.243		ADF-istatistik	-12.432
Kırılma Tarihi	Mart-2013	Şubat-2018		Kırılma Tarihi	Mart-2012	Haziran-2013
Fraction	0.342	0.860		Fraction	0.237	0.368
Lags			10		Lags	10
CV (1%, 5%, 10%)			-4.958 -4.316 -3.980	CV (1%, 5%, 10%) -5.576 -4.937 -4.596		
H₀: Birim Kök Vardır						
FOURIER ADF (Enders & Lee, 2012)						
Sabit			Sabit ve Trend			
ADF-istatistik			-4.340		ADF-istatistik	-4.306
Fourier			2		Fourier	2
Lags			10		Lags	10
CV (1%, 5%, 10%)			-3.970 -3.270 -2.910	CV (1%, 5%, 10%) -4.690 -4.050 -3.710		
H₀: Birim Kök Vardır						
RALS-ADF						
Sabit			Sabit ve Trend			
RALS-ADF -istatistik			-5.030		RALS-ADF -istatistik	-4.927
p ²			0.795		p ²	0.798
CV (1%, 5%, 10%)			-3.359 -2.752 -2.455	CV (1%, 5%, 10%) -3.833 -3.266 -2.971		
H₀: Birim Kök Vardır						
RALS-JANSSON						
p	LyT	QyT	LT	QT	rho2hat	
0.0000	0.0551	-5.6995	0.0294	-6.9868	0.1901	
1.0000	0.0330	-9.0745	0.0214	-11.2817	0.1907	
p ²	p=0		L _r	Q _r (1-7/T)		
	%10	%5	%1	%10	%5	%1
0.2	0.382	0.516	0.867	-1.880	-0.787	1.663
p ²	p=1		L _r	Q _r (1-7/T)		
	%10	%5	%1	%10	%5	%1
0.2	0.382	0.516	0.867	-1.880	-0.787	1.663
H₀: Birim Kök Yoktur						
RALS-JUHL						
p	LMC			rho2hat		
0.0000	0.0815			0.1277		
1.0000	0.0374			0.1258		
p ²	Sabit			Trend		
	%10	%5	%1	%10	%5	%1
0.1	0.381	0.507	0.810	0.135	0.167	0.247
H₀: Birim Kök Yoktur						

İki kırılmalı ADF testine göre yapısal kırılmalar aniden gerçekleşmekte ve kırılmaların etkisi bir sonraki döneme sarkmamaktadır. İki kırılmalı ADF testinde ulaşılan bulgulara göre, elde edilen ADF test istatistik değerlerinin kritik değerlerin solunda yer aldığı belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla CDS serisinin düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. ADF testine göre incelenen dönem itibariyle yapısal kırılma tarihlerinin Mart-2012, Mart-2013, Haziran-2013 ve Şubat 2018 tarihlerinde gerçekleştiği de ortaya çıkarılmıştır. Fourier ADF testinde ani kırılmalardan ya da bir kırılma tarihinden söz edilmemekte ve kırılma etkilerinin zaman içerisinde devam ettiği varsayılmaktadır. Fourier ADF test sonuçları incelendiğinde, hesaplanan test istatistik değerlerinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin solunda yer aldığı belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu doğrultuda CDS serisinin ADF testinde olduğu gibi düzeyde durağan olduğu ortaya çıkarılmıştır. İki kırılmalı ADF ve Fourier ADF testlerinde hata teriminin normal dağıldığı varsayılmaktadır. RALS birim kök testinde ise hata terimleri normal dağılıma uymak zorunda değildir, yani hata terimleri normal dağılsa da dağılmasa da durağanlık test edilebilmektedir. RALS ADF birim kök test sonuçlarına göre test istatistik değerleri kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi

reddedilmektedir. Dolayısıyla RALS ADF testine göre de CDS serisi düzeyde durağandır. RALS-JANSSON ve RALS-JUHL birim kök testlerinde sıfır hipotezi ters kurulmuştur. RALS- JANSSON testinde sabit ve sabit-trendde elde edilen LT istatistik değerleri kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi reddedilememektedir. RALS-JUHL testinde de LMC değeri kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla her iki test sonuçlarına göre CDS serisinin diğer tüm testlerde olduğu gibi düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. Tablo 3'te BIST100 değişkenine ait yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları sunulmuştur.

Tablo 3. BIST100 Birim Kök Test Sonuçları

TWO BREAKS ADF (Narayan & Popp, 2010)							
Sabit			Sabit ve Trend				
ADF-istatistik			-5.039	ADF-istatistik		-5.569	
Kırılma Tarihi	Eylül 2016	Ocak 2018		Kırılma Tarihi	Ekim 2011	Eylül 2016	
Fraction	0.711	0.851		Fraction	0.193	0.711	
Lags		9		Lags		9	
CV (1%, 5%, 10%)			-4.958 -4.316 -3.980	CV (1%, 5%, 10%)			-5.576 -4.937 -4.596
H₀: Birim Kök Vardır							
FOURIER ADF (Enders & Lee, 2012)							
Sabit			Sabit ve Trend				
ADF-istatistik			-4.005	ADF-istatistik		-3.938	
Fourier			2	Fourier		2	
Lags			9	Lags		9	
CV (1%, 5%, 10%)			-3.970 -3.270 -2.910	CV (1%, 5%, 10%)			-4.690 -4.050 -3.710
H₀: Birim Kök Vardır							
RALS-ADF							
Sabit			Sabit ve Trend				
RALS-ADF -istatistik			-3.841	RALS-ADF -istatistik		-3.807	
p ²			1.012	p ²		1.011	
CV (1%, 5%, 10%)			-3.434 -2.862 -2.567	CV (1%, 5%, 10%)			-3.964 -3.413 -3.128
H₀: Birim Kök Vardır							
RALS-JANSSON							
p	LyT	QyT	LT	QT	rho2hat		
0.0000	0.0373	-5.8896	0.0404	-8.0509	0.4144		
1.0000	0.0343	-9.1567	0.0279	-14.3898	0.4085		
	p=0		L_T	Q_T(1-7/T)			
p²	%10	%5	%1	%10	%5	%1	
0.4	0.444	0.621	1.059	-1.989	-0.761	2.049	
	p=1		L_T	Q_T(1-7/T)			
p²	%10	%5	%1	%10	%5	%1	
0.4	0.115	0.153	0.251	-5.600	-4.224	-1.377	
H₀: Birim Kök Yoktur							
RALS-JUHL							
p	LMC			rho2hat			
0.0000	-1.0621			0.1964			
1.0000	-0.7246			0.1923			
	Sabit			Trend			
p²	%10	%5	%1	%10	%5	%1	
0.2	0.432	0.574	0.933	0.149	0.184	0.267	
H₀: Birim Kök Yoktur							

ADF testi sonuçları değerlendirildiğinde, test istatistik değerlerinin esas alınan %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin solunda yer aldığı belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. BIST100 serisinin düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. ADF testine göre incelenen dönem itibarıyla yapısal kırılma tarihlerinin Ekim 2011, Eylül 2016 ve Ocak 2018 tarihlerinde gerçekleştiği de belirlenmiştir. Fourier ADF test sonuçlarına göre, hesaplanan test istatistik değerlerinin sabit ve trendde %10 anlamlılık düzeyi haricinde diğer tüm kritik değerlerin solunda yer aldığı belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu bağlamda BIST100 serisinin ADF testinde bulgalandığı gibi düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. RALS ADF birim kök test sonuçlarına göre test istatistik değerleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla, RALS ADF testine göre de BIST100 serisi düzeyde durağandır. RALS-JANSSON testinde elde edilen LT istatistik değerleri kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi reddedilememektedir. RALS-JUHL testinde de LMC değeri kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır

hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, her iki test sonuçlarına göre BIST100 serisinin diğer tüm testlerde olduğu gibi düzeyde durağan olduğu ortaya çıkarılmıştır.

5. Eşbütünleşme Testleri

Eşbütünleşme sisteminde iki seride ortak davranışlar ya da eğilimler gözlemleniyorsa burada rastlantısal olmayan bir bağ yani ortak stokastik trend söz konusudur. Ortak stokastik trend davranışı sergileyen serilerin uzun dönemde ilişkili olduğu ifade edilebilir. Bu doğrultuda iktisadi anlamda uzun dönem ilişki kavramı (değişkenler arası equilibrium-denge varlığı) ortak bir stokastik trend davranışının varlığı ile test edilebilmektedir. Eğer iki seri arasında ortak stokastik trend olduğuna karar verilirse bu entegre serilerin eşbütünleşik (co-entegre) olduğu söylenebilir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi, sabit, sabit ve trend, sabitte kırılma, sabitte kırılma ve trend, trendde kırılma, rejimde kırılma, rejimde ve trendde kırılma esas alınarak analiz edilmiştir. Bu doğrultuda eşbütünleşme ilişkisi, Engle ve Granger (1987), Phillips ve Ouliaris (1990), Shin (1994), Gregory ve Hansen (1996a ve 1996b), CiS ve Sanso (2006), Arai ve Kurozumi (2007) ve Tseng vd. (2016) eşbütünleşme testleri ile sınanmıştır. Çalışmada oluşturulan eşbütünleşme denkleminin matematiksel formu aşağıdaki gibidir.

$$BIST100_t = \alpha_t + \beta_{it}CDS_t + u_t \quad (3)$$

Yukarıdaki Eşitlik 1’de BIST100_t, Borsa İstanbul 100 Endeks değerini; CDS_t, Kredi Risk Swabını, u_t ise hata terimini ifade etmektedir. Tablo 4’te BIST100 ile CDS arasındaki uzun dönemli ilişkiye yönelik olarak gerçekleştirilen eşbütünleşme analiz sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 4. Eşbütünleşme Analiz Sonuçları

Sabit						
(EG, 1987 & PO, 1990) H ₀ : Eşbütünleşme Yoktur	Test	İstatistik	%1	%5	%10	
	EG_ADF	-15.364	-3.962	-3.365	-3.066	
	PO_Zt	-20.530	-3.962	-3.365	-3.066	
	PO_Za	-120.141	-28.322	-20.494	-17.039	
Shin (1994) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	CIols	0.066	0.533	0.314	0.231	
	CIidols	0.026	0.533	0.314	0.231	
Sabit ve Trend						
(EG, 1987 & PO, 1990) H ₀ : Eşbütünleşme Yoktur	Test	İstatistik	%1	%5	%10	
	EG_ADF	-15.357	-4.363	-3.800	-3.518	
	PO_Zt	-20.498	-4.363	-3.800	-3.518	
	PO_Za	-120.153	-35.419	-27.087	-23.192	
Shin (1994) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	CIols	0.060	0.184	0.121	0.097	
	CIidols	0.023	0.184	0.121	0.097	
Sabitte Kırılma						
(GH, 1996) H ₀ : Eşbütünleşme Yoktur	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	ADF	Temmuz 2018	-15.435	-5.130	-4.610	-4.340
	Zt	Eylül 2016	-20.929	-5.130	-4.610	-4.340
	Za	Temmuz 2018	-150.505	-50.070	-40.480	-36.190
(CiS & Sanso, 2006; AK, 2007) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	SCols	Ekim 2016	0.139	0.455	0.258	0.193
	SC*(dols)	Temmuz 2018	0.083	0.455	0.258	0.193
	Fraction			0.904		
(Tseng et al., 2016) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	Test		İstatistik	%1	%5	%10
	Fourier CIols		0.057	0.198	0.124	0.095
	Freq. (Fols)		2.000			
	F-stat (Fols)		0.111			
	Fourier CIidols		0.019	0.198	0.124	0.095
	Freq. (Fdols)		1.000			
	F-stat (Fdols)		0.069			
Sabitte Kırılma ve Trend						
(GH, 1996) H ₀ : Eşbütünleşme Yoktur	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	ADF	Haziran 2016	-15.527	-5.450	-4.990	-4.720
	Zt	Ağustos 2016	-21.908	-5.450	-4.990	-4.720
	Za	Temmuz 2018	-150.685	-57.280	-47.960	-43.220
(CiS & Sanso, 2006; AK, 2007)	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10

H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	SCols	Ocak 2014	0.115	0.154	0.103	0.083
	SC*(dols)	Temmuz 2018	0.049	0.154	0.103	0.083
	Fraction	0.904				
Trendde Kırılma						
(Tseng et al., 2016) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	Test	İstatistik	%1	%5	%10	
	Fourier CIols	0.058	0.063	0.048	0.042	
	Freq. (Fols)	3.00				
	F-stat (Fols)	0.121				
	Fourier CIDols	0.019	0.063	0.048	0.042	
	Freq. (Fdols)	1.000				
	F-stat (Fdols)	0.081				
Rejimde Kırılma						
(GH, 1996) H ₀ : Eşbütünleşme Yoktur	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	ADF	Şubat 2018	-16.234	-5.470	-4.950	-4.680
	Zt	Eylül 2017	-21.905	-5.470	-4.950	-4.680
	Za	Kasım 2015	-151.921	-57.170	-47.040	-41.850
(CiS & Sanso, 2006; AK, 2007) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	SCols	Temmuz 2011	0.100	0.345	0.207	0.155
	SC*(dols)	Temmuz 2011	0.026	0.345	0.207	0.155
	Fraction	0.167				
Rejimde ve Trendde Kırılma						
(GH, 1996) H ₀ : Eşbütünleşme Yoktur	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	ADF	Ocak 2018	-16.350	-6.020	-5.500	-5.240
	Zt	Eylül 2016	-23.473	-6.020	-5.500	-5.240
	Za	Şubat 2016	-154.736	-69.370	-58.580	-53.310
(CiS & Sanso, 2006; AK, 2007) H ₀ : Eşbütünleşme Vardır	Test	Kırılma	İstatistik	%1	%5	%10
	SCols	Temmuz 2011	0.087	0.148	0.100	0.081
	SC*(dols)	Temmuz 2018	0.060	0.148	0.100	0.081
	Fraction	0.904				

Tablo 4'teki eşbütünleşme analiz sonuçları değerlendirildiğinde, sabit terimli ve sabit-trendli modellerde gerçekleştirilen Engle ve Granger (1987) ve Phillips ve Ouliaris (1990) eşbütünleşme testlerine göre EG-ADF ve PO-Zt-Za hesaplanan test istatistik değerleri kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu bağlamda CDS ile BIST100 arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Yine sabitli modelde yapılan Shin (1994) eşbütünleşme testinde sıfır hipotezi ters kurulmaktadır. Shin (1994) eşbütünleşme testi için hesaplanan CIols ve CIDols test istatistik değerleri kritik değerlerin solunda yer almaktadır ve sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, CDS ile BIST100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Engle ve Granger (1987) ve Phillips ve Ouliaris (1990) eşbütünleşme testleri ile ters hipotezli Shin (1994) eşbütünleşme testinde elde edilen bulgular birbirlerini desteklemektedir.

Gregory ve Hansen (1996), CiS ve Sanso (2006) ve Arai ve Kuruzomi (2007) testleri sabit terimli modeldeki tek ve ani kırılmayı gösteren eşbütünleşme testleridir. Gregory ve Hansen (1996) test sonuçları incelendiğinde, test istatistik değerinin kritik değerlerinin solunda yer aldığı belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. GH testinde sabitli modelde kırılmanın Eylül 2016 ve Temmuz 2018 tarihlerinde gerçekleştiği ortaya çıkarılmıştır. Ters hipotezli CiS ve Sanso (2006) ve Arai ve Kuruzomi (2007) eşbütünleşme test sonuçlarına göre ise hesaplanan test istatistik değerinin kritik değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Kırılma tarihi olarak Ekim 2016 ve Temmuz 2018 tarihleri belirlenmiştir. Dolayısıyla, sabitli modelde tek kırılmalı eşbütünleşme testleri paralel sonuçlar vermiştir ve CDS ile BIST100 arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Tsong vd. (2016), sabit terimli modeldeki tek kırılmalı ve ters hipotezli eşbütünleşme testlerinden bir diğeridir. Bu test Fourier yaklaşımıyla ani kırılmalara izin vermemekte, modelde sabit terim varsa sabitteki kırılmayı, trend varsa trenddeki kırılmayı kukla değişken eklemeyen bir testtir. Test sonuçları incelendiğinde, Fourier CIols ve Fourier CIDols test istatistik değerleri, kritik değerlerin solunda yer almakta ve sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, Tsong vd. (2016) testi de Gregory ve Hansen (1996), CiS ve Sanso (2006) ve Arai ve Kuruzomi (2007) testlerinde elde edilen sonuçlara benzer olarak CDS ile BIST100 arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır.

Gregory ve Hansen (1996), CiS ve Sanso (2006) ve Arai ve Kuruzomi (2007) testleri, sabitte kırılma ve trendli modelde eşbütünleşme ilişkisinin analizinde de kullanılmaktadır. Test sonuçları incelendiğinde, GH testinde hesaplanan ADF, Zt ve Za test istatistik değerlerinin kritik değerlerin solunda yer aldığı diğer bir deyişle kritik

değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. GH testinde kırılma tarihi Haziran 2016, Ağustos 2016 ve Temmuz 2018 olarak tespit edilmiştir. CiS ve Sanso (2006) ve Arai ve Kuruzomi (2007) testi için SCols ve SC*(dols) test istatistik değerlerine göre eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bu test için Ocak 2014 ve Temmuz 2018 tarihleri kırılma tarihi olarak belirlenmiştir.

Trendde kırılmalı model için eşbütünleşme ilişkisi veren Tsong vd. (2016) testi sonuçlarına değerlendirildiğinde, Fourier CIols ve Fourier CIDols test istatistik değerlerine göre CDS ile BIST00 arasında uzun vadeli eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Açıklayıcı değişkendeki kırılmaları veren rejimde kırılma modelinde GH testinde hesaplanan ADF, Zt ve Za test istatistik değerleri, kritik değerden küçük ve solunda yer almaktadır. Bu bağlamda sıfır hipotezi reddedilmekte ve CDS ile BIST100 değişkenleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmaktadır. GH testinde Kasım 2015, Eylül 2017 ve Şubat 2018 tarihlerinde kırılmaların gerçekleştiği de tespit edilmiştir. CiS-Sanso ve AK eşbütünleşme testleri için hesaplanan SCols ve SC*(dols) test istatistik değerlerine göre sıfır hipotezi reddedilememekte ve CDS ile BIST100 arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmektedir. Bu testler için ise CDS değişkenindeki kırılmanın Temmuz 2011 tarihinde gerçekleştiği tespit edilmiştir.

Rejimde ve trendde kırılmayı esas alan modelde GH, CiS ve Sanso, AK eşbütünleşme testlerinde elde edilen sonuçlara göre CDS ile BIST100 arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Çalışmada, sabit, sabit ve trend, sabitte kırılma, sabitte kırılma ve trend, trendde kırılma, rejimde kırılma, rejimde ve trendde kırılma esas alınarak gerçekleştirilen eşbütünleşme analizleri sonucunda tüm koşullarda CDS ile BIST100 arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi ortaya çıkarılmıştır.

6. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayı Tahmini

Değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiği takdirde, bu ilişkinin yönü ve katsayısının da tahmin edilmesi ilişkinin analizi ve değerlendirilmesi açısından önem arz edebilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin yönü ve katsayısına yönelik gerçekleştirilecek bu tahminleme, Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS (Fully modified OLS-Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler-FMOLS), Park (1992) tarafından geliştirilen CCR (Canonical Cointegrating Regression-Kanonik Koentegrasyon Regresyonu) ve Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS (Dynamic OLS-Dinamik En Küçük Kareler) yöntemleri ile yapılabilmektedir.

FMOLS tahmincisi, eşbütünleşik denklemin ve stokastik şokların uzun dönemdeki korelasyonunun yol açtığı sorunlardan kaçınmak amacıyla açıklayıcı değişkenlerle hata terimi arasındaki içsellik problemini ve hata terimleri arasındaki otokorelasyonu dikkate alan yarı-parametrik bir düzeltme yöntemidir. FMOLS tahmincisi, tutarlı, asimptotik olarak sapmasız zaman boyutu dar örneklemelerde dahi iyi sonuç veren bir yöntemdir. Bu yöntemin matematiksel formu aşağıdaki denklem yardımıyla gösterilmektedir.

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T CDS_t CDS_t')^{-1} \left(\sum_{t=1}^T CDS_t BIST100_t' - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (4)$$

FMOLS tahmincisine karşılık gelen t-istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsamaktadır ve bu tahminci uzun dönem kovaryans matrislerinin tahminidir. Park (1992) tarafından geliştirilen CCR tahmincisi, FMOLS tahmincisine yakın bir yapıya sahiptir. CCR yönteminde eşbütünleşme denklemiyle stokastik şoklar arasındaki uzun dönemli bağımlılığı yok edebilmek için değişkenlerin düzey değerleri yerine durağan değerleri kullanılmaktadır. CCR tahmincisi aşağıdaki denklem ile tanımlanabilmektedir.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T CDS_t^* CDS_t^{*'})^{-1} \sum_{t=1}^T CDS_t^* BIST100_t^* \quad (5)$$

CCR tahmincisi FMOLS tahmincisinde olduğu gibi tutarlı, asimptotik olarak sapmasız ve asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsamaktadır. Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS tahmincisi, değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayıların tahmininde açıklayıcı değişkenlerin fark değerlerinin öncül ve gecikmeli değerlerini modele dâhil ederek tahminleme gerçekleştirmektedir. DOLS tahmincisi aşağıdaki denklem ile gösterilebilmektedir.

$$BIST100_t = CDS_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta CDS_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (6)$$

DOLS denkleminde açıklayıcı değişkenlerin fark değerlerinin gecikmeli ve r öncül değişkenlerinin modele eklenmesiyle hata terimleri arasında uzun dönem korelasyonun absorbe edileceği varsayılmakta ve tahmin asimptotik dağılım göstermektedir.

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sonrasında bu ilişkinin yönü ve katsayısını belirleyebilmek için sabit, trend, Fourier sabitte kırılma, Fourier trendde kırılma, rejimde kırılma ve rejim ve trendde kırılma terimleri doğrultusunda FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri ile tahminleme yapılmıştır. Eşbütünleşme katsayı tahmin sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5. Eşbütünleşme Katsayı Tahmin Sonuçları

SABİT			
	FMOLS	DOLS	CCR
CDS	-0.259(0.000)	-0.462(0.000)	-0.255(0.000)
TEMMUZ2011	-0.001(0.851)	0.002(0.714)	-0.002(0.756)
SUBAT2016	0.029(0.078)	0.028(0.065)	0.033(0.028)
HAZİRAN2016	-0.022(0.427)	-0.024(0.353)	-0.026(0.297)
AGUSTOS2016	-0.022(0.563)	-0.037(0.308)	-0.026(0.458)
EYLUL2016	0.005(0.880)	0.027(0.381)	0.009(0.760)
OCAK2018	0.008(0.606)	-0.023(0.153)	0.011(0.441)
TEMMUZ2018	0.012(0.488)	0.042(0.013)	0.006(0.674)
C	-0.001(0.876)	0.005(0.560)	0.000(0.954)
TREND			
	FMOLS	DOLS	CCR
CDS	-0.256(0.000)	-0.462(0.000)	-0.250(0.000)
TEMMUZ2011	-0.010(0.429)	0.002(0.824)	-0.011(0.314)
SUBAT2016	0.023(0.215)	0.028(0.099)	0.026(0.116)
HAZİRAN2016	-0.023(0.405)	-0.024(0.355)	-0.027(0.272)
AGUSTOS2016	-0.023(0.555)	-0.037(0.311)	-0.026(0.451)
EYLUL2016	0.003(0.928)	0.027(0.386)	0.006(0.821)
OCAK2018	0.006(0.695)	-0.023(0.156)	0.010(0.511)
TEMMUZ2018	0.009(0.596)	0.042(0.015)	0.003(0.833)
C	0.024(0.424)	-0.004(0.866)	0.028(0.298)
@TREND	-0.000(0.371)	-6.78E(0.978)	-0.000(0.282)
FOURIER SABİT			
	FMOLS*	DOLS**	CCR
CDS	-0.262(0.000)	-0.424(0.000)	-0.265(0.000)
XSIN	-0.001(0.697)	-0.008(0.397)	-0.001(0.664)
XCOS	-0.000(0.844)	0.000(0.962)	-0.000(0.836)
C	0.007(0.011)	0.014(0.045)	0.007(0.005)
* Freq. (Fols) 2 olarak alınmıştır. ** Freq. (Fdols) 1 olarak alınmıştır.			
FOURIER TREND			
	FMOLS*	DOLS**	CCR
CDS	-0.262(0.000)	-0.421(0.000)	0.265(0.000)
XSIN	0.001(0.716)	-0.007(0.432)	0.001(0.687)
XCOS	0.002(0.638)	-0.041(0.251)	0.002(0.606)
C	0.009(0.144)	0.065(0.145)	0.009(0.107)
@TREND	-3.05E(0.748)	-0.000(0.246)	-3.00E(0.727)
* Freq. (Fols) 3 olarak alınmıştır. ** Freq. (Fdols) 1 olarak alınmıştır.			
REGİME			
	FMOLS*	DOLS*	CCR
CDS	-0.236(0.000)	-0.403(0.000)	-0.241(0.000)
Kırılma Tarihi	0.001(0.887)	0.004(0.566)	0.001(0.889)
Kırılma Tarihi *CDS	-0.212(0.001)	-0.221(0.000)	-0.207(0.002)
C	0.007(0.001)	0.008(0.009)	0.007(0.010)
*FMOLS ve DOLS için kırılma tarihi Temmuz 2011'dir.			
REGİME ve TREND			
	FMOLS*	DOLS**	CCR
CDS	-0.235(0.000)	-0.448(0.000)	-0.239(0.000)
Kırılma Tarihi	-0.002(0.791)	0.019(0.110)	-0.002(0.797)
Kırılma Tarihi *CDS	-0.212(0.001)	0.022(0.709)	-0.208(0.002)
C	0.012(0.127)	-0.013(0.400)	0.012(0.130)
@TREND	-6.57E(0.555)	6.53E(0.547)	-6.40E(0.567)
*FMOLS ve CCR için kırılma tarihi Temmuz 2011'dir. **DOLS için kırılma tarihi Temmuz 2018'dir.			

Tablo 5'te eşbütünleşme katsayı tahimleri FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri ile yapısal kırılma ve tarihleri esas alınarak gerçekleştirilmiştir. Sabitli modelde FMOLS yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %25,9 oranında azalışa sebep olmaktadır. DOLS yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %46,2 oranında azalışa yol açmaktadır. CCR yöntemine göre ise CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %25,5 oranında azalışa neden olmaktadır. Sabitli modelde elde edilen sonuçlara göre, FMOLS ve CCR yöntemleri birbirine yakın sonuçlar verirken, DOLS yöntemi ise daha yüksek düzeyli bir ilişki tahmin etmektedir.

Trendli modelde FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %25,6, %46,2 ve %25 oranında azalışa sebep olmaktadır. Fourier Sabitli modelde, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %26,2, %42,4 ve %26,5 oranında azalışa yol açmaktadır. Fourier Trendli modelde, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %26,2, %42,1 ve %26,5 oranında azalışa neden olmaktadır. CDS'de meydana gelen kırılmaların dikkate alındığı Rejim modelinde, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %23,6, %40,3 ve %24,1 oranında azalışa sebep olmaktadır. Rejim ve Trendli modelde ise FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla CDS'de meydana gelen %1'lik artış BIST100 getirisinde %23,5, %44,8 ve %23,9 oranında azalışa yol açmaktadır. Tüm modellerde elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, CDS ile BIST100 getirisi arasında uzun dönemde negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. CDS priminin artması diğer bir deyişle risk priminin yükselmesi, yatırımcıları pay piyasalarından çekmekte, yatırımları azaltmakta ve BIST100 getirisinin düşmesine sebep olmaktadır. CDS risk priminin artması BIST100 getirisinde FMOLS ve CCR yöntemlerine göre ortalama %25'lik azalışa yol açarken, DOLS yöntemine göre ise %43'lük bir azalışa yol açmaktadır.

7. Kısa Dönem Analizi (Hata Düzeltme Modeli)

CDS ile BIST100 arasındaki kısa vadeli ilişki ise EKK yöntemi ile tahminlenen modelin residualinin bir gecikmeli değeri ile gerçekleştirilen hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Hata düzeltme modelinde uzun dönemde eşbütünleşik olan serilerde ortaya çıkacak bir sapmanın giderilip giderilemediği belirlenmektedir. Bu modelde, EKK model tahmini sonrasında elde edilen residualin gecikmeli değeri (ECT_{t-1}) ve serilerin durağanlıkları ortaya konulmaktadır. EC modelinde dengeden uzaklaşan serilerin ortalama değere yaklaşım yaklaşmadıkları incelenmektedir. EC modelinin matematiksel formu aşağıdaki gibidir.

$$\Delta BIST_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CDS + ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

2 no'lu EC modelinde residual gecikme katsayısının anlamlı ve negatif (-1 ile 0 arasında) olması, hata düzeltme mekanizmasının işlediğini göstermektedir. EC mekanizmasının işlemesi, tahmin edilen eşbütünleşme denkleminin ve uzun dönem denge ilişkisinin varlığını teyit etmekte ve değişkenler arasında güvenilir bir ilişki olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme modeline ilişkin sonuçlar Tablo 6'da sunulmaktadır.

Tablo 6. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları (ECM-Error Correction Model)

Gösterge	Katsayı	Std. Hata	t-ist.	p-değeri
C	-0.002	0.015	-0.143	0.886
CDS	-0.306	0.036	-8.517	0.000***
ECT _{t-1}	-0.411	0.095	-4.336	0.000***
Temmuz2011	0.002	0.013	0.191	0.849
Subat2016	0.025	0.025	1.010	0.315
Haziran2016	-0.020	0.042	-0.482	0.631
Agustos2016	-0.028	0.059	-0.477	0.635
Eylul2016	0.012	0.049	0.242	0.809
Ocak2018	0.005	0.024	0.195	0.846
Temmuz2018	0.016	0.026	0.610	0.544
R-kare			0.455	
Düz. R-kare			0.408	
S.H. regresyon			0.048	
Öz. Kare Resid			0.237	
Log likelihood			188.196	
F-istatistik			9.563	
Olas(F- istatistik)			0.000***	
Ort. Bağ. Değ.			0.006	

Model: OLS
Gözlem: 2010:02-2019:06 (T = 113)
Bağımlı Değişken: BIST

S.S. Bağ. Değ.	0.062	
Akaike Bilgi Kriteri	-3.154	
Schwarz Bilgi Kriteri	-2.913	
Hannan-Quinn Bilgi Kriteri	-3.056	
Durbin-Watson	2.062	
AC	0.134	
PAC	0.134	1.Gecikme
Q-İstatistik	2.095	H ₀ : Otokorelasyon yoktur
Olasılık	0.148	
AC	0.022	
PAC	-0.024	5.Gecikme
Q-İstatistik	7.503	H ₀ : Otokorelasyon yoktur
Olasılık	0.186	
AC	-0.066	
PAC	-0.068	10.Gecikme
Q-İstatistik	13.408	H ₀ : Otokorelasyon yoktur
Olasılık	0.202	
AC	-0.045	
PAC	0.018	12.Gecikme
Q-İstatistik	14.091	H ₀ : Otokorelasyon yoktur
Olasılık	0.295	
Jarque-Bera	0.203	H ₀ : Normal Dağılım
J-B Olas.	0.903	
F-istatistik	1.464	H ₀ : Değişen varyans yoktur
J-B Olas.	0.251	

Kısa dönem hata düzeltme modeli sonuçları incelendiğinde, hata düzeltme teriminin (ECT) katsayısının anlamlı ve negatif olduğu belirlenmiştir. Bu doğrultuda hata düzeltme mekanizmasının işlediği, tahminlenen eşbütünleşme denkleminin ve uzun dönem denge ilişkisinin varlığı teyit edilmiştir. ECT_{t-1}'nin negatif çıkması, BIST100 getirisindeki kısa dönem sapmaların dengeye yakınsadığını, kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını ve serilerin uzun dönemde tekrar dengeye yakınsadığı anlamına gelmektedir. Diğer bir deyişle, her ay dengede olan BIST100 getirisindeki sapmaların %41,1'inin ortadan kalktığı görülmektedir. Buna göre, CDS ile BIST100 getirisi arasında sapma meydana geldiğinde yaklaşık 2.43 ay sonra (1/0.411) bu sapmanın ortadan kalktığı ve yeniden dengeye geldiği tespit edilmiştir. Hata düzeltme mekanizması için oluşturulan modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı ve normal dağılım varsayımının geçerli olduğu da belirlenmiştir.

8. Granger Nedensellik Analizi

Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik testi, durağan zaman serisi değişkenler kümesinin geçmiş ve şimdiki değerlerinin tahmin edilmesine dayanmaktadır. Granger nedensellik testinde açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının belirli anlamlılık seviyesinde grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı test edilmektedir. Değer katsayılarının anlamlılık düzeyleri sıfırdan farklı ise CDS'in BIST100 getirisinin Granger nedeni olduğu söylenebilir. Bu nedensellik ilişkisi, tek yönlü (CDS ⇒ BIST100 ya da BIST100 ⇒ CDS) olabileceği gibi karşılıklı olarak çift yönlü (CDS ⇔ BIST100) de olabilmektedir. Granger nedensellik analizinde kullanılan modeller aşağıdaki denklemler doğrultusunda gösterilmiştir.

$$\Delta CDS_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} \Delta CDS_{t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} \Delta CDS_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta BIST_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta BIST_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta CDS_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

Granger nedensellik analizine ilişkin yukarıdaki denklemlerde ε_{1t} ve ε_{2t} korelasyon içermeyen hata terimlerini ifade ederken k ise her iki değişkene ait gecikme sayısını göstermektedir. Testin sıfır hipotezi "H₀: CDS, BIST'in Granger nedeni değildir"dir. Modellerde α_{2j} katsayılarının sıfıra eşit olması halinde H₀ hipotezi reddedilememekte ve CDS'in BIST'in Granger nedeni olmadığı ortaya çıkarılmaktadır. β_{2j} katsayılarının sıfırdan farklı bir değer alması halinde CDS'in BIST'in Granger nedeni olduğu söylenebilmektedir. Çalışmada, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi yapısal kırılmaları dikkate almayan standart Granger nedensellik ve Toda & Yamamoto Granger nedensellik testleri ile incelenirken; yapısal kırılmaları dikkate alan Dhamala vd. (2008) Single Fourier-Frekans, Nazlıoğlu vd. (2016) Single Fourier-Frekans Toda & Yamamoto, Nazlıoğlu vd. (2018) Kümülatif Fourier-Frekans, Nazlıoğlu vd. (2019) Kümülatif Fourier-Frekans Toda & Yamamoto Granger nedensellik testleri ile incelenmiştir. Test sonuçları, Tablo 7'de gösterilmektedir.

Tablo 7. Nedensellik Analiz Sonuçları

Standart Granger Nedensellik Testi					
Nedensellik	Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
CDS=>BIST	13.402	0.000***	0.001***	1	0.000
BIST=>CDS	0.378	0.539	0.525	1	0.000
Toda & Yamamoto Granger Nedensellik Testi					
Nedensellik	Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
CDS=>BIST	12.425	0.000***	0.000***	1	0.000
BIST=>CDS	0.855	0.355	0.359	1	0.000
Single Fourier-Frekans Granger Nedensellik Testi					
Nedensellik	Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
CDS=>BIST	13.268	0.000***	0.000***	1	3.000
BIST=>CDS	0.294	0.588	0.601	1	3.000
Single Fourier- Frekans Toda & Yamamoto Granger Nedensellik Testi					
Nedensellik	Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
CDS=>BIST	12.175	0.000***	0.000***	1	3.000
BIST=>CDS	0.768	0.381	0.392	1	3.000
Kümülatif Fourier- Frekans Granger Nedensellik Testi					
Nedensellik	Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
CDS=>BIST	12.782	0.000***	0.001***	1	3.000
BIST=>CDS	0.275	0.600	0.628	1	3.000
Kümülatif Fourier- Frekans Toda & Yamamoto Nedensellik Testi					
Nedensellik	Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
CDS=>BIST	12.001	0.001***	0.000***	1	3.000
BIST=>CDS	0.708	0.400	0.420	1	3.000

Yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı Granger nedensellik testlerinde asimptotik ve Bootstrap olasılık değerleri ayrı ayrı hesaplanmaktadır. Zaman boyutunun dar olduğu nedensellik analizlerinde asimptotik olasılık değerleri dikkate alınırken, zaman boyutunun yüksek olduğu nedensellik analizlerinde Bootstrap olasılık değerleri esas alınmaktadır. Çalışmanın zaman boyutu dikkate alınarak Bootstrap olasılık değerleri esas alınmıştır. CDS'ten BIST100 getirisine doğru Granger nedensellik ilişkisine yönelik olarak gerçekleştirilen tüm testler için hesaplanan Bootstrap olasılık değerleri, kritik değer olarak kabul edilen 0.05'ten küçüktür. Dolayısıyla, sıfır hipotezi reddedilmiş ve CDS'ten BIST100 getirisine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Buna karşın, BIST100 getirisinden CDS'e doğru herhangi bir Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

9. VAR (Vektör Otoregresif Regresyon) Analizi

Finansal ve ekonomik ilişkiler arasındaki etkileşimin çok yönlü ve karmaşık bir yapıda olması eşanlı denklem sistemlerinin kullanılmasını gerekli kılmaktadır. Buna ek olarak finansal parametreler arasındaki karşılıklı etkileşim neticesinde açıklayıcı ve bağımlı değişkenin belirlenmesinde ortaya çıkabilecek zorlukları ve bu zorluklar sonucunda ortaya çıkabilecek tutarsızlıkları giderebilmek için yapısal modeller üzerinde belirli kısıtlamaların yapılması gerekebilmektedir. Eşanlı denklem sistemlerinin içerdiği bu zorlukları aşabilmek amacıyla Sims (1980) tarafından geliştirilen Vektör Otoregresif Regresyon (VAR) modelleri kullanılmaktadır. VAR modelleri, zaman serisi analizlerinde yapısal modele herhangi bir kısıtlama getirmeden dinamik ilişkileri inceleme imkânı verdiği için tercih edilmektedir. VAR modelleri, içsel-dışsal ayırımına gerek kalmaksızın modeldeki bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerini kullanarak eşanlı denklem sistemlerinden ayırmakta ve güçlü tahminlerin gerçekleştirilebilmesini mümkün kılmaktadır. Çalışmanın değişkenleri doğrultusunda oluşturulan standart VAR modeli aşağıdaki denklemler ile gösterilmektedir.

$$BIST_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} BIST_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} CDS_{t-i} + v_{1t} \quad (9)$$

$$CDS_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} BIST_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} CDS_{t-i} + v_{2t} \quad (10)$$

Yukarıdaki VAR modelinde p, gecikme uzunluğunu; v, ortalaması ve kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır olan sabit varyanslı normal dağılıma sahip stokastik hata terimlerini ifade etmektedir. VAR modelinde hata terimlerinin kendi gecikmeli değerleri ile ilişkisiz olma varsayımı ve gerektiğinde gecikme uzunluğunun artırılarak otokorelasyon sorunun ortadan kaldırılacağı doğrultusunda modele herhangi bir kısıt getirilmemektedir. Ayrıca VAR modelinde hata terimlerinin modelin tüm açıklayıcı değişkenleri ile ilişkisiz olması ve modelin sağında yalnızca içsel değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer alması sonucunda eşanlılık sorunu ile karşılaşılmamaktadır.

VAR analizi öncesinde uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda CDS ve BIST100 değişkenleri ile VAR modeli oluşturulmuş ve gecikme uzunluğu AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri vasıtasıyla belirlenmiştir. Gecikme uzunluğu test sonuçları, Tablo 8’de gösterilmektedir.

Tablo 8. VAR Gecikme Uzunluğu Belirleme Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	222.6763	NA	5.96e-05	-4.052476	-3.640715	-3.885740
1	238.5536	28.64142	4.73e-05*	-4.285364*	-3.770664*	-4.076944*
2	240.7758	3.921487	4.90e-05	-4.250505	-3.632864	-4.000401
3	244.9475	7.198298	4.89e-05	-4.253872	-3.533292	-3.962085
4	250.1347	8.747056	4.78e-05	-4.277151	-3.453630	-3.943679
5	252.1582	3.332762	4.98e-05	-4.238395	-3.311934	-3.863240
6	254.5816	3.896472	5.16e-05	-4.207482	-3.178081	-3.790642
7	256.3849	2.828682	5.40e-05	-4.164409	-3.032068	-3.705886
8	262.0074	8.599206	5.25e-05	-4.196224	-2.960943	-3.696016
9	265.9222	5.833754	5.29e-05	-4.194552	-2.856331	-3.652661
10	270.8820	7.196626	5.22e-05	-4.213373	-2.772211	-3.629797
11	274.2821	4.800113	5.32e-05	-4.201610	-2.657508	-3.576350
12	281.9524	10.52787*	4.99e-05	-4.273577	-2.626535	-3.606633

İçsel Değişkenler: BIST CDS
Dışsal Değişkenler: C Temmuz2011 Subat2016 Haziran2016 Agustos2016 Eylül2016 Ocak2018 Temmuz2018

Gecikme uzunluğu test sonuçlarına göre, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerinin tümünde gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiş ve VAR modeli Tablo 9’da olduğu gibi tahminlenmiştir.

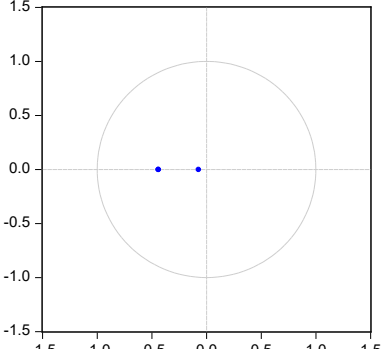
Tablo 9. VAR Modeli

	BIST	CDS
BIST(-1)	-0.145361 (0.11594) [-1.25381]	-0.842526 (0.23964) [-3.51585]
CDS(-1)	-0.024977 (0.05136) [-0.48629]	-0.369490 (0.10616) [-3.48036]
C	0.009156 (0.01889) [0.48460]	-0.035929 (0.03905) [-0.91997]
TEMMUZ2011	-0.003011 (0.01700) [-0.17712]	0.007803 (0.03514) [0.22207]
SUBAT2016	0.034161 (0.03255) [1.04964]	0.005217 (0.06727) [0.07756]
HAZIRAN2016	-0.032107 (0.05426) [-0.59170]	0.028348 (0.11216) [0.25275]
AGUSTOS2016	-0.022343 (0.07674) [-0.29117]	-0.037764 (0.15861) [-0.23810]
EYLUL2016	-0.000390 (0.06462) [-0.00604]	0.025716 (0.13357) [0.19253]
OCAK2018	0.073071 (0.03073) [2.37799]	-0.230750 (0.06351) [-3.63305]
TEMMUZ2018	-0.052941 (0.03204) [-1.65248]	0.253146 (0.06622) [3.82275]

VAR modelinin tek başına yorumlanması bir anlam ifade etmemektedir. Bu bağlamda VAR modeli üzerinden etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri gerçekleştirilmiştir. VAR modelinin geçerli olabilmesi için modelin durağanlığının ve hata terimine ilişkin otokorelasyon varsayımının test edilmesi gerekmektedir.

Modelin durağanlığı, AR karakteristik polinomunun ters kökleri incelenerek belirlenmektedir. Durağanlık için AR karakteristik polinomunun ters köklerinin çember içerisinde yer alması gerekmektedir. VAR modeli durağanlık ve otokorelasyon test sonuçları Tablo 10'da sunulmaktadır.

Tablo 10. VAR Modeli Durağanlık Grafiği ve Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial	Lag	LRE ista.	Df	Olas.	Rao F- ista	df	Olas.
	1	4.429272	4	0.3510	1.114038	(4, 200.0)	0.3510
	2	6.555202	4	0.1613	1.657529	(4, 200.0)	0.1614
	3	5.519775	4	0.2380	1.392106	(4, 200.0)	0.2380
	4	4.240140	4	0.3745	1.065965	(4, 200.0)	0.3745
	5	2.410767	4	0.6607	0.603304	(4, 200.0)	0.6607
	6	6.849347	4	0.1441	1.733180	(4, 200.0)	0.1441
	7	2.349428	4	0.6718	0.587864	(4, 200.0)	0.6718
	8	6.575598	4	0.1601	1.662771	(4, 200.0)	0.1601
	9	1.314636	4	0.8589	0.328096	(4, 200.0)	0.8589
	10	6.963712	4	0.1378	1.762624	(4, 200.0)	0.1378
	11	13.77413	4	0.0081	3.546531	(4, 200.0)	0.0081
	12	2.724627	4	0.6049	0.682382	(4, 200.0)	0.6049

Tablo 10'da yer alan VAR modeli durağanlık ve otokorelasyon test sonuçları incelendiğinde, ters AR köklerinin birim çember içerisinde yer aldığı ve modelin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Otokorelasyon LM test sonuçlarına göre ise VAR modelinde otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir.

10. Etki-Tepki Analizi

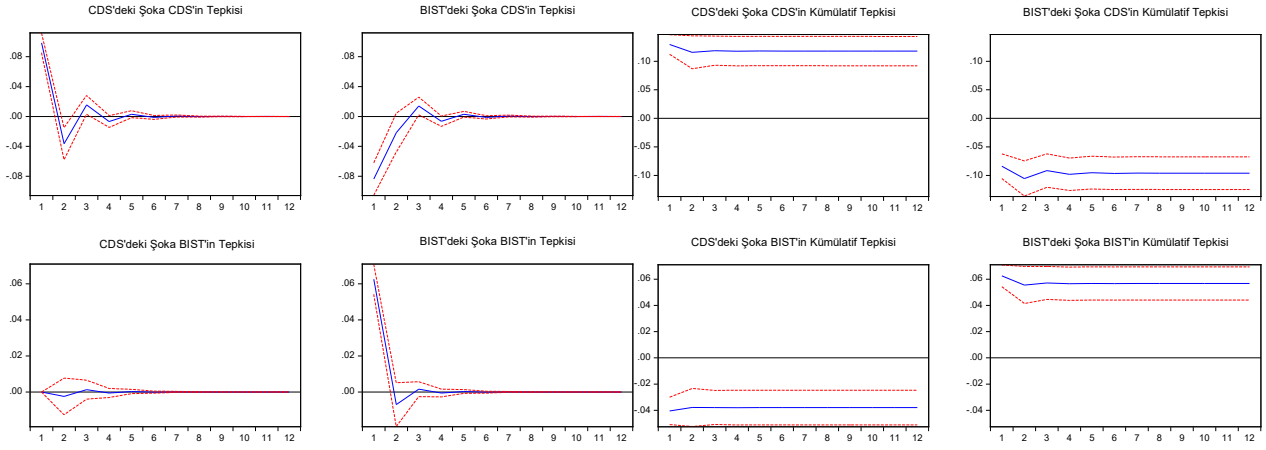
VAR modelinde bir değişkenin hata teriminde ortaya çıkabilecek bir rassal bir şokun sistemdeki diğer değişkenler üzerindeki etkisi ise etki-tepki analizi ile araştırılabilmektedir. Koop vd. (1996) ve Pesaran ve Shin (1998) tarafından geliştirilen Etki-tepki analizi ile değişkenlerin birinde meydana gelecek bir standart sapmalı stokastik şoka karşı diğer değişkenlerin vereceği teki ölçülmektedir. Etki-tepki fonksiyonları ile değişkenlerin bir politika aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağı da tespit edilebilmektedir. BIST ve CDS değişkenleri için etki-tepki fonksiyonları VAR matris formunda aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.

$$\begin{bmatrix} BIST_t \\ CDS_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BIST_{t-1} \\ CDS_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Hareketli ortalama (ϵ_{BIST_t}) ve (ϵ_{CDS_t}) serileri açısından,

$$\begin{bmatrix} BIST_t \\ CDS_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{BIST} \\ \overline{CDS} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11(i)} & \Phi_{12(i)} \\ \Phi_{21(i)} & \Phi_{22(i)} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{BIST_{t-1}} \\ \epsilon_{CDS_{t-1}} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Denklem (11) ve (12)'deki hareketli ortalama sunumu, $BIST_t$ ve CDS_t serileri arasındaki karşılıklı etkileşimi belirleyebilmek için önemli bir araçtır. ϕ_i 'nin katsayıları (ϵ_{BIST_t}) ve (ϵ_{CDS_t}) şokları $BIST_t$ ve CDS_t serilerinin tüm zaman yolu üzerindeki etkileri tespit edebilmek için kullanılabilir. Pratikte değişkenlere ilişkin denklemlerin hata terimleri birbiriyle tamamen ilişkisiz olmadığı için bir denkleme verilen şok diğer denkleme de etkilemektedir. Bu etkiyi izole etmek için ve birbirleri arasındaki korelasyonu 0'a indirmek için Cholesky Decomposition metodu kullanılarak birbirleriyle korele olmayan yeni hata terimleri yaratılmaktadır. Cholesky Decomposition yapılırken sıralamada hangi denklem üstte ise matris ve etki-tepki fonksiyonları değişebilmektedir. Bu nedenle etki-tepki analizi yapılırken değişken sıralaması finansal ve/veya iktisaden anlamlı olacak şekilde yapılmalıdır. Finansal ve/veya iktisaden anlamlı olduğu emin olunamayan değişken sıralaması durumunda Granger nedensellik analizinden elde edilen sonuçlar üzerinden hareket edilebilmektedir. Etki-tepki fonksiyonları, $BIST_t$ ve CDS_t serileri için değişik şoklar karşısında verdikleri tepkiler doğrultusunda grafiksel olarak Şekil 4'te olduğu gibi çizilebilmektedir.



Şekil 4. Etki-Tepki Analiz Sonuçları

Etki-tepki analizinde, sisteme bir şok verildiğinde şokun etkisinin giderek azalıp ortadan kalkması sonucunda sistemin yeniden dengeye gelebilmesi için etki-tepki fonksiyonlarının sıfıra yakınsaması gerekmektedir. Granger nedensellik ve çalışmanın teorik altyapısı doğrultusunda CDS’te meydana gelen bir şok karşısında BIST100 getirisinin tepkisi Şekil 2’deki analiz sonuçlarında görülmektedir. Buna göre, CDS’teki bir şokun BIST100 getirisinde 2. ayda 0.013 düşüşe yol açtığı ve bu etkinin 5. ayda ortadan kalkarak sıfıra yakınsadığı söylenebilmektedir. Kümülatif tepki fonksiyonlarında şok etkisinin sıfırı yakınsaması ve hata bantlarının ikisinin de sıfırın altında ya da üzerinde olması beklenmemektedir. Dolayısıyla, uzun dönemli CDS’teki şokun kısa dönemli BIST100 getirisinde negatif yönlü kalıcı bir etki yarattığını ifade etmek mümkündür.

11. Varyans Ayırıştırması

Etki-tepki analizi sonrasında ekonomik veya finansal bir faktöre etki eden en önemli değişkenin hangisi olduğu varyans ayırıştırması ile araştırılmaktadır. Varyans ayırıştırması, modeldeki değişkenlerin birinde meydana gelen değişimlerin ne kadarının kendi gecikmeli değerleri ile ne kadarının ise diğer değişkenler ile açıklandığını yüzdesel değerler itibariyle ortaya çıkarabilmektedir. Bu test ile bir değişken üzerindeki en etkili değişkenlerin hangileri olduğu belirlenebilmektedir. CDS ve BIST100 değişkenleri doğrultusunda oluşturulan VAR modelinde varyans ayırıştırma süreci aşağıdaki denklemler ile açıklanmaktadır (Brooks, 2008).

$$CDS_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t+n-i} \quad (13)$$

Denklem 13 esas alınarak bir dönem ileri öngörüsü Denklem 14 olduğu gibidir.

$$\widehat{CDS}_{t+n} = \mu + E(\sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t+n-i}) \quad (14)$$

Bir dönem ileri öngörü hatası Denklem 15 ile elde edilmektedir.

$$CDS_{t+1} - \widehat{CDS}_{t+1} = \Phi_0 u_{t+1} \quad (15)$$

Aynı metot takip edilerek ileri öngörü hatası,

$$CDS_{t+n} - \widehat{CDS}_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \Phi_i u_{t+n-i} \quad (16)$$

BIST_t söz konusu olduğunda, n dönem ileri öngörü hatası Denklem 17’deki gibi elde edilirken,

$$BIST_{t+n} - \widehat{BIST}_{t+n} = \Phi_{11}(0)u_{BIST_{t+n}} + \Phi_{11}(1)u_{BIST_{t+n+1}} + \dots + \Phi_{11}(n-1)u_{BIST_{t+1}} + \Phi_{12}(0)u_{CDS_{t+n}} + \Phi_{12}(1)u_{CDS_{t+n+1}} + \dots + \Phi_{12}(n-1)u_{CDS_{t+1}} \quad (17)$$

y_{t+n} serisi için n dönem ileri öngörü hata varyansı Denklem 18 olduğu gibi ölçülmektedir.

$$\sigma_{BIST}^2(n) = \sigma_{BIST}^2[\Phi_{11}^2(0) + \Phi_{11}^2(1) + \dots + \Phi_{11}^2(n-1)] + \sigma_{CDS}^2[\Phi_{12}^2(0) + \Phi_{12}^2(1) + \dots + \Phi_{12}^2(n-1)] \quad (18)$$

Denklem 18, u_{BIST_t} ve u_{CDS_t} şoklarının n dönem ileri öngörü hata varyanslarındaki paylarını ortaya çıkarmak için ayrıştırıldığında sırasıyla Denklem 19 ve 20 gibi elde edilmektedir.

$$\frac{\sigma_{BIST}^2[\Phi_{11}^2(0) + \Phi_{11}^2(1) + \dots + \Phi_{11}^2(n-1)]}{\sigma_{BIST}^2(n)} \quad (19)$$

$$\frac{\sigma_{CDS}^2[\Phi_{12}^2(1)+\Phi_{12}^2(1)+\dots+\Phi_{12}^2(n-1)]}{\sigma_{BIST}^2(n)} \quad (20)$$

BIST100 getirisindeki değişimlerin yüzde kaçının kendisi ve diğer değişkenler tarafından kaynaklandığını belirleyebilmek için gerçekleştirilen varyans ayrıştırması analiz sonuçları Tablo 11’de gösterilmektedir.

Tablo 11. BIST Varyans Ayrıştırması

Periyot	S.E.	BIST	CDS
1	0.062586	100.0000	0.000000
2	0.063025	99.84747	0.152529
3	0.063057	99.80724	0.192764
4	0.063062	99.79904	0.200961
5	0.063063	99.79743	0.202566
6	0.063063	99.79712	0.202878
7	0.063063	99.79706	0.202939
8	0.063063	99.79705	0.202950
9	0.063063	99.79705	0.202953
10	0.063063	99.79705	0.202953
11	0.063063	99.79705	0.202953
12	0.063063	99.79705	0.202953

Varyans ayrıştırması analiz sonuçlarına göre, birinci dönemde BIST100 getirisindeki değişimlerin tamamının kendisinden ve CDS dışındaki değişkenlerden kaynaklandığı tespit edilmiştir. İkinci dönemde ise değişim oranının yaklaşık %0,15’i CDS’ten kaynaklı olarak görülmektedir. 9. ay itibarıyla BIST100 getirisindeki değişimlerin yaklaşık %0,20’lik kısmının CDS değişkeni tarafından meydana geldiği tespit edilmiştir. Bu değişim yüzdesi, Granger nedenselliği büyüklüğünün de bir göstergesidir. Varyans ayrıştırması test sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, BIST100 getirisinde meydana gelen değişimlerin yüksek düzeyde endeksin kendisinden kaynaklandığını diğer bir deyişle endeksin en fazla kendi şoklarından etkilendiğini ifade etmek mümkündür.

12. Sonuç

Çalışmada, Ocak 2010 ile Haziran 2019 dönemi için aylık ve ABD Doları bazında 5 yıl vadeli CDS (Credit Default Swap-Türkiye Kredi Risk Swapı) primleri ile Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeks getirisi arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkiyi ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. CDS ve BIST100 serilerinin durağanlıkları, iki kırılmalı ADF, Fourier ADF, RALS ADF, RALS-JUNSSON ve RALS-JUHL birim kök testleri ile sınanmış ve her iki serinin de düzey değerlerinde durağan olduğu belirlenmiştir. CDS primleri ile BIST100 getirisi arasındaki uzun vadeli eşbütünlüşme ilişkisi, sabit, sabit ve trend, sabitte kırılma, sabitte kırılma ve trend, trendde kırılma, rejimde kırılma, rejimde ve trendde kırılma modelleri esas alınarak, Engle ve Granger (1987), Phillips ve Ouliaris (1990), Shin (1994), Gregory ve Hansen (1996a ve 1996b), CiS ve Sanso (2006), Arai ve Kurozumi (2007) ve Tsong vd. (2016) testleri ile araştırılmış ve CDS ile BIST100 getirisi arasında uzun vadeli eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Eşbütünlüşme ilişkisinin yönü ve katsayısını belirleyebilmek için FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme tahmincilerinden yararlanılmıştır. CDS ile BIST100 getirisi arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin yönü ve katsayısına ilişkin tüm modellerde elde edilen bulgulara göre CDS ile BIST100 getirisi arasında uzun dönemde negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. CDS priminin artması diğer bir deyişle risk priminin yükselmesi, yatırımcıları pay piyasalarından uzaklaştırmakta, yatırımları azaltmakta ve BIST100 getirisinin düşmesine sebep olmaktadır. CDS risk priminin artmasının BIST100 getirisinde FMOLS ve CCR yöntemlerine göre ortalama %25’lik azalışa yol açtığı, DOLS yöntemine göre ise bu azalışın yaklaşık %43 olduğu belirlenmiştir. Kısa dönem hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise BIST100 getirisindeki kısa dönem sapmaların dengeye yakınsadığı, kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığı ve serilerin yaklaşık 2.43 ay sonra tekrar dengeye yakınsadığı ve her ay dengede olan BIST100 getirisindeki sapmaların %41,1’inin ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı Granger nedensellik test sonuçlarına göre CDS’ten BIST100 getirisine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlanırken, BIST100 getirisinden CDS’e doğru herhangi bir Granger nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır. Sonrasında ise AR ters köklerinin birim çember içerisinde yer alarak durağan olduğu ve otokorelasyonun olmadığı VAR modeli üzerinden etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri gerçekleştirilmiştir. Etki-tepki analizi sonucunda, CDS’teki bir şokun BIST100 getirisinde 2. ayda 0.013 düşüşe

yol açtığı ve bu etkinin 5. ayda ortadan kalkarak sıfıra yakınsadığı belirlenmiş ve kümülatif tepki fonksiyonlarına göre ise uzun dönemli CDS'teki şokun kısa dönemli BIST100 getirisinde negatif yönlü kalıcı bir etki yarattığı da belirlenmiştir. varyans ayrıştırması analiz bulguları değerlendirildiğinde, birinci dönemde BIST100 getirisindeki değişimlerin tamamının kendisinden ve CDS dışındaki değişkenlerden kaynaklandığı tespit edilmiştir. İkinci dönemde ise değişim oranının yaklaşık %0,15'i CDS'ten kaynaklı olduğu ve 9. ay itibariyle BIST100 getirisindeki değişimlerin yaklaşık %0,20'lik kısmının CDS değişkeni tarafından meydana geldiği tespit edilmiştir.

Araştırma sonucu elde edilen bulgulara göre CDS primindeki artış BIST100 getirisinde azalmaya yol açmaktadır. Bir ülkedeki CDS primlerinin yüksek olması o ülkenin kredi derecesinin düşük, riskinin ise yüksek olduğu anlamına gelmektedir. Bu bağlamda yatırımcılar, yatırım kararı alırken o ülkenin CDS primleri doğrultusunda hareket edebilmekte ve yatırımlarına yön verebilmektedir. Pay piyasalarına yatırım yapacak yatırımcılar, riskin düşük getirinin ise yüksek olduğu piyasaları tercih etmekte ve rasyonel hareket etme eğilimi göstermektedir. Ancak riski seven ve spekülatif hareket eden yatırımcılar ülke riskinin yüksek olduğu piyasalara yatırım yapabilmekte ve pay piyasa fiyatlarını yükseltebilmektedir. Bu pozitif etki belirli bir süre pay piyasa getirisini artırmakta ancak bu etki uzun vadede getirinin düşmesiyle negatife dönebilmektedir. Diğer tarafta riskten korunmak isteyen yatırımcılar ise CDS primlerinin yani ülke riskinin düşük olduğu ülkelerin pay piyasalarına yatırım yapma eğiliminde olmakta iken, CDS primlerinin yüksek olduğu piyasalardan ise kaçınabilmektedir. Bu doğrultuda CDS primlerinin yüksek olduğu ülkelerin pay piyasalarına olan talep azalmakta ve bu da piyasa getirilerine olumsuz yansiyabilmektedir. Dolayısıyla, araştırmada ulaşılan CDS ile BIST100 getirisi arasındaki negatif yönlü ilişkinin teorik olarak desteklendiğini söylemek mümkündür ve çalışmanın temel hipotezi "CDS primleri ile BIST100 getirisi arasında negatif ilişki vardır" reddedilememektedir.

Kaynaklar

- Arai, Y., and Kurozumi, E. (2007). Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break, *Econometric Review*, 2, 705-739.
- Balı, S. ve Yılmaz, Z. (2012). Kredi temerrüt takası marjları ile İMKB 100 endeksi arasındaki ilişki, *16. Finans Sempozyumu, Erzurum*, 83-104.
- Basazinew, S. T. and Vashkevich, A. (2013). *Relationship between sovereign credit default swap and stock markets- the case of east asia, master thesis*, Umeå School of Business and Economics.
- Bektur, Ç. ve Malcıoğlu, G. (2017). Kredi temerrüt takasları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişki: Asimetrik nedensellik analizi, *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17 (3), 73-83.
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models, *Australian Economic Papers*, 17, 334-355.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, New York.
- Carrion-i-Silvestre, J. and Sansó, L. A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68 (5), 623-646.
- Ceylan, I. E., Ceylan, F., Tuzun, O. ve Ekinci, R. (2018). The effect of credit default swaps (CDS) on BIST100 in Turkey: MSVAR approach, *ECOFORUM*, 7 (14).
- Chau, F., Han, C. and Shi, S. (2018). Dynamics and determinants of credit risk discovery: evidence from CDS and stock markets, *International Review of Financial Analysis*, 55, 156-169.
- Choudhry, M. (2006). *The credit default swap basis*, New York, Bloomberg Press.
- Coronado, M., Corzo, T. and 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 Pabuçcu, H. (2016). Borsa İstanbul ve risk primi arasındaki etkileşim: VAR ve NARX model, *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4, 248-261.
- Dhamala, M., Rangarajan, G. and Ding, M. (2008). Estimating granger causality from fourier and wavelet transforms of time series data, *Phys. Rev. Lett*, 100, 018701.

- Duffie, D. (1999). Credit swap valuation, *Financial Analysts Journal*, 55 (1), 73-87.
- Enders, W. and Lee, J. (2004). *Testing for a unit root with a nonlinear fourier function*, Mimeo, University of Alabama.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Eren, M. ve Başar S. (2016). Makroekonomik faktörler ve kredi temerrüt takaslarının BIST-100 endeksi üzerindeki etkisi: ARDL yaklaşımı, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30 (3), 576-589.
- Fung, H. G., Sierra, G. E., Yau, J. and Zhang, G. (2008). Are the US stock market and credit default swap market related? Evidence from the cdx indices, *The Journal of Alternative Investments*, 11 (1), 43-61.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables, *Econometrica*, 46, 1303-1310.
- Granger, C. W. J. (1969), Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models, *Econometrica*, 37, 424-438.
- Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996a). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996b). Tests for cointegration in models with regime and trend shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 555-560.
- Hancı, G. (2014). Kredi temerrüt takaslar ve BİST 100 arasındaki ilişkinin incelenmesi, *Maliye Finans Yazıları*, 28, 9-24.
- Im, K. S., Lee, J. and Tieslau, M. A. (2014). *More powerful unit root tests with non-normal errors*. In Sickles, R. & Horrace, W. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt (315–342)*. New York: Springer.
- Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.
- Lee, J. and Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break, *Working Paper*, Department of Economics, Appalachian State University.
- Nazlıoğlu, S., Görmüş, A. and Soytaş, U. (2018). Oil prices and monetary policy in emerging markets: Structural shifts in causal linkages, *Emerging Markets Finance and Trade*, DOI: 10.1080/1540496X.2018.1434072
- Nazlıoğlu, S., Gupta, R., Görmüş, A. and Soytaş, U. (2019). Price and volatility linkages between international reits and oil markets, University of Pretoria Department of Economics *Working Paper Series*, 2019-54.
- Nazlıoğlu, Ş., Görmüş, N. A. and Soytaş, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (reits): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis, *Energy Economics*, 60, 168-175.
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions, *Econometrica*, 60, 119–143.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes, *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.
- Phillips, P. C. B. and Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration, *Econometrica*, 58, 165–193.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation, *Econometric Theory*, 8, 1-27.
- Shahzad, S. J. H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Balcilar, M. and Shahbaz, M. (2018). Distribution specific dependence and causality between industry-level U.S. credit and stock markets, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 52, 114-133.

- Shin Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration, *Econometric Theory*, 10, 91–115.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sovbetov, Y. and Saka, H. (2018). The interaction between credit default swaps and national stock indices: Empirical evidence from Turkey, *Journal of Economics and Financial Analysis*, 2 (1), 129-149.
- Stock, J. and Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61 (4), 783-820.
- Şahin, E. E. and Özkan, O. (2018). Credit default swap, exchange rates and BİST 100 index relationship: Cointegration and causality analysis, *Hitit University Journal of Social Sciences Institute*, 11 (3), 1939-1945.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- Tseng, M. L. and Tan, K. H. (2016). Sustainable consumption and production in emerging markets, *International Journal of Production Economics*, 181, 257-261.