

---

## KREDİ TEMERRÜT SWAP PRİMLERİ İLE PAY PİYASALARI ARASINDAKİ OYNAKLIK YAYILIM ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

**Selim GÜNGÖR**

Dr. Öğr. Üyesi, Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Reşadiye MYO, Yönetim ve  
Organizasyon Bölümü  
ORCID:0000-0002-2997-1113

**Elif ERER**

Dr., Bağımsız Araştırmacı  
ORCID:0000-0002-2238-4602

---

### Öz

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 05.01.2010-31.12.2019 dönemi için CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılım etkisini ve yayılımın yönünü çok değişkenli GARCH modelleri ve varyansta nedensellik testleri ile ortaya koymaktır. Bu doğrultuda çalışmada ilk olarak, seriler için en uygun oynaklık modeli araştırılmış, ARMA (0,1)-FIAPARCH (1,1) modelinin olduğu belirlenmiştir. Daha sonra, seriler arasındaki oynaklık yayılım etkisi DCC-FIAPARCH (1,1) modeli ile araştırılmış, seriler arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif bir oynaklık yayılım etkisinin olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Çalışmada son olarak, seriler arasındaki yayılımının yönü Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testi ile araştırılmış, oynaklık yayılımının karşılıklı olduğu tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** CDS Primleri, Pay Piyasaları, Çok Değişkenli GARCH Modelleri, Varyansta Nedensellik Testi, Oynaklık Yayılım Etkisi.

### VOLATILITY SPILLOVER EFFECT AMONG CREDIT DEFAULT SWAP PREMIUM AND STOCK MARKETS: EVIDENCES FROM TURKEY

#### Abstract

The purpose of this study is to put forward volatility spillover effect and direction of spillover between CDS premiums and stock markets by the period 01.05.2010-12.31.2019 for Turkey with multivariate GARCH models and causality in variance test. In this direction, firstly the most suitable volatility model for the so-called series has been researched and ARMA(0,1)-FIAPARCH(1,1) model has been determined. Then, the volatility spillover effect between series has been investigated by DCC-FIAPARCH model, it has been concluded that there is a statistically significant and negative volatility spillover effect between series. Finally in the study, the direction of the spillover between series, has been investigated by Hafner and Herwartz (2006) causality in variance test, it has been determined that the volatility spillover between series is bidirectional.

**Key Words:** CDS Premium, Stock Markets, Multivariate GARCH Models, Causality in Variance Test, Volatility Spillover Effect.

Araştırma Makalesi

Makale Geliş – Kabul Tarihi: 10.08.2020– 30.12.2020

## 1. GİRİŞ

Temel makroekonomik değişkenlerdeki dalgalanmalar, özellikle dolar cinsinden ihracat geliri üreten ve dış borç ödemesini dolar cinsinden yapan ülkeler için, ülke borcunu ödeyememe (temerrüte düşme) olasılığını arttırarak temel makroekonomik göstergelerin aşırı şekilde bozulmasına neden olabilmektedir (Hilscher ve Nosbusch, 2010). Artan kredi riski, kamu borcundan kaynaklanan olası kayıplardan korunma maliyetlerine yansımaktadır. Özellikle Avrupa borç krizi ile birlikte spekülasyon doğası ve kredi piyasasındaki çöküşü daha da kötüleştirme potansiyeli ve aynı zamanda borçlanma maliyetlerini etkilemesi nedeniyle ülke kredi temerrüt swaplarına (CDS) olan ilginin arttığı görülmektedir. Ülke riski, gelişmekte olan piyasalarda doğrudan yatırım veya portföy yatırımı yapmak isteyen yatırımcılar için önemli bir husustur ve bu nedenle piyasa katılımcılarının kredi sağlayan ülkenin finansal sağlığı ile ilgili algılarını yansıtan CDS piyasası ülke kredi riski için piyasa tabanlı bir gösterge olarak kullanılmaktadır (Badaoui vd., 2013; Bouri vd., 2017). Bununla birlikte CDS sözleşmelerine ilişkin birtakım eleştiriler de mevcuttur. Nwogugu (2018) çalışmasında, CDS endekslerinin hatalı olabileceğini ve bu durumun da finansal istikrarsızlığa ve sistematik riske neden olabileceğini ifade etmiştir. Diğer türev araçlar gibi CDS sözleşmelerinin de, özellikle nakit piyasası şeffaf olmadığında, piyasa manipülasyonların oluşmasında rol oynaması mümkündür. Bu durum, likidite ve risk değişiminin olası faydalarına karşısında olası bir CDS maliyetinin oluşmasına neden olmaktadır. Diğer bir ifadeyle, CDS sözleşmeleri kısa satışı aşırı ucuz hale getirmeleri ve spekülasyon saldırılarını kolaylaştırarak piyasada istikrarsızlık yaratabilmeleri nedeniyle birtakım maliyetler ortaya çıkarmaktadır (Anderson, 2010; Sunder ve Akhlaque, 2012).

Kredi Temerrüt Swapı (CDS), alıcı ve satıcı arasında yapılan ikili sözleşmelerdir. Bu sözleşmelerde alıcı, borçlanıcı ülke tarafından kredi olayı karşısında korunmayı önermektedir. Borçlanıcı ülkenin borçlanma yükümlülüklerini yerine getirmedeki başarısızlığı kredi olayı olarak bilinmektedir. Alıcı ise kredi olayı durumunda tazminat karşılığında koruma sağlayan satıcıya bir prim ödemektedir. CDS primi olarak adlandırılan bu prim, referans yükümlülüğünün (baz puanda) kuramsal (soyut) değerinin bir kısmı olarak belirlenmektedir. Bir varlık getirisindeki artış, başka bir varlıkların getirisinin aynı zamanda değişmesine neden olabilmektedir. Bu durum ortalama yayılım etkisi olarak bilinmektedir. Bununla birlikte, varlık getirilerinde dalgalanma meydana geldiğinde dalgalanmanın yavaşlatılması zaman almaktadır. Bu durum ise oynaklık yayılımını göstermektedir. Finansal araçların davranışlarının hem ekonomik birimler hem de politika yapıcılar için önem taşıması, söz konusu finansal araçlar arasındaki yayılım etkisinin anlaşılmasını gerekli kılmaktadır. Finansal piyasalarda bir varlık getirisindeki artış, arbitraj koşulları sebebiyle geriye kalan varlıkların getirilerinde zamanla dalgalanmaya neden olabilmektedir. Bu durum ise finansal piyasalardaki varlıklara ilişkin oynaklıklar arasında yayılım ve bulaşma etkileri yaratabilmektedir. Sermaye piyasalarındaki liberalizasyon, teknoloji düzeyindeki gelişmeler ve finansal piyasalardaki araç sayısındaki artış finansal araçların hem ulusal hem de küresel piyasalardan gelen yeni bilgilere hızlı bir şekilde tepki vermelerine neden olmaktadır (Alkan ve Çiçek, 2020).

Bu bahsedilenlerden hareketle bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılım etkisini ve yayılımın yönünü

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

çok deęişkenli GARCH modelleri ile Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle ortaya koymaktır.

Çalışmanın literatüre birkaç açıdan katkı sağlaması beklenmektedir. Literatürde pay ve CDS piyasaları arasındaki yayılım etkilerini inceleyen çalışmalar (Apergis ve Lake, 2010; Ngene vd., 2014; Park vd., 2019; Mateev, 2019; Sun vd., 2020) sınırlı sayıdadır. Gelişmekte olan bir alan olarak, CDS ve pay piyasalarının birbirleriyle olan küresel, doğrusal olmayan ve karmaşık yapısı nedeniyle söz konusu piyasalar arasındaki yayılım etkisinin incelenmesi giderek artan bir öneme sahiptir (Yang ve Zhou, 2017). Türkiye örneğinde söz konusu seriler arasındaki oynaklık yayılımını test eden Derindere Köseoęlu (2013)'nun çalışması haricinde herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır.

Çalışmanın literatüre sağladığı bir diğer katkı da analizlerde güncel ekonometrik teknikleri kullanarak söz konusu piyasalar arasındaki ilişkinin araştırılmasıdır. Çalışmada ilgili piyasalara ilişkin serilerin leptokurtik dağılıma (kalın kuyruk özelliğine) sahip olmalarından dolayı, ilk olarak serilerin durağanlıklarının araştırılmasında RALS-LM testinden yararlanılmıştır. Bu test, seriler normal dağılıma sahip olmasa da birim kök analizinde etkin sonuçlar sağlamaktadır (Meng vd., 2014; Li ve Lee, 2015). Daha sonra, Sanso vd. (2004) tarafından geliştirilen varyansta nedensellik testiyle, bahsi geçen piyasaların oynaklık yapılarındaki olası kırılmalar belirlenerek serilerdeki uzun hafızayı, asimetri ve kaldıraç etkilerini dikkate alan ARMA-FIAPARCH ve DCC-FIAPARCH modelleriyle CDS ve pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımı araştırılmıştır. Çalışmada son olarak, piyasalar arasındaki oynaklık yayılımının yönü Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testi ile ortaya konulmuştur. Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde literatür taramasına yer verilmiş, analizde kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemlerden bahsedilmiş, elde edilen ampirik ortaya konan bulgular açıklanmış ve son olarak bulgular teorik açıdan değerlendirilmiştir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatür incelendiğinde, kredi temerrüt swap (CDS) primleri ile finansal piyasalar ve piyasa göstergeleri arasındaki oynaklık yayılımı konusunun çeşitli çalışmalarda farklı ekonometrik modellerle yoğun bir şekilde ele alındığı görülmektedir. Bu çalışmalardan Atukeren vd. (2013), 1988:01-2010:12 dönemi için Yunanistan, İtalya, İspanya ve Portekiz ülkelerinde pay getirileri ve iş güveni endeksi arasındaki yayılımı ortalama nedensellik ve varyansta nedensellik testleriyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, her bir ülke için söz konusu deęişkenler arasında ortalama ve varyansta nedensellik bulunmasına rağmen, nedenselliğin yönünün ülkeler açısından farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Yavaş ve Rezayat (2016) çalışmalarında, 2012:02-2014:02 dönemi için Amerika, Avrupa ve gelişmekte olan ülke piyasalarına (BRICS, Meksika, Endonezya, Güney Kore ve Türkiye) ilişkin pay piyasası yatırım fonları arasındaki getiri ve oynaklık yayılımını çok deęişkenli otoregresif hareketli ortalama ve GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, tüm ülkeler arasında getirilerin birlikte hareket ettiği; bununla birlikte, Amerika pay piyasasından Hindistan, Rusya, Meksika ve Türkiye pay piyasalarına ve Avrupa pay piyasasından Meksika ve Güney Kore pay piyasalarına doğru oynaklık yayılımının olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Güney Kore üzerine yapılan bir çalışmada Lee (2017), 10.07.2007-30.09.2009 dönemi için CDS primleri ile döviz piyasası arasındaki oynaklık yayılımını çok

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

değişkenli GARCH modelleri ile araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, CDS primlerinden döviz piyasasına doğru bir oynaklık yayılımının olduğu tespit edilmiştir. Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Işık ve Akın (2018), 2007:04-2017:01 dönemi için enerji fiyatları ile enflasyon oranı, dolar kuru ve CDS oranları arasındaki ilişkiyi VAR analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, dolar kurunda meydana gelen şokların CDS ve enflasyon oranları üzerinde anlamlı ve artırıcı bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Vardar vd. (2018) çalışmalarında, 2005:07-2016:12 dönemi için Amerika, İngiltere, Fransa, Almanya, Japonya, Türkiye, Çin, Güney Kore, Güney Afrika ve Hindistan pay piyasaları ile petrol, doğal gaz, platinyum, gümüş ve altını kapsayan emtia piyasası arasındaki şok aktarımını ve oynaklık yayılımını VAR-BEKK-GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, gelişmekte olan ve gelişmiş ülkeler için kriz ve kriz sonrası dönemde emtia ve pay piyasaları arasında anlamlı bir oynaklık yayılımının olduğu tespit edilmiştir.

Literatürde CDS primleri ile tahvil piyasaları, emtia piyasaları ve finansal piyasa göstergeleri ile CDS primleri arasındaki oynaklık yayılımını test eden çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalardan birisinde Bouri vd. (2017), 02.06.2010-27.07.2016 dönemi için 17 gelişmekte olan ülke ile 6 sınır ülkesinin CDS primleri ile emtia piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını asimetrik GARCH modeli ve Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testi ile araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, ülkelerin çoğunda emtia piyasasından CDS primine doğru güçlü bir oynaklık yayılımının olduğu; ancak söz konusu yayılımın ülkeden ülkeye farklılık arz ettiği belirlenmiştir. Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Akkuş vd. (2018), 19.03.2012-24.10.2017 dönemi için tahvil piyasaları ile CDS primleri arasındaki oynaklık yayılımını CCC-MGARCH modeliyle araştırmış, CDS primlerinden devlet tahvillerine doğru bir oynaklık yayılımının olduğunu tespit etmişlerdir. Avrupa Birliği ülkeleri üzerine yapılan bir çalışmada El Abed vd. (2019), 20.09.2011-12.02.2016 dönemi için CDS primleri ile finansal piyasa göstergeleri arasındaki oynaklık yayılımını çok değişkenli FIGARCH-DCC modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, ülkede borç krizinin yaşandığı dönemlerde söz konusu değişkenler arasındaki korelasyonda genel bir artış ve azalış eğiliminin görüldüğü, bu durumun da CDS primi ile finansal piyasa göstergelerindeki yayılım etkisini ve farklı kırılma yapılarına işaret ettiği tespit edilmiştir. Kurt-Cihangir (2020) ise çalışmasında Ağustos 2009- Eylül 2018 dönemi için küresel ve ulusal piyasa göstergeleri ile Türkiye'nin CDS primleri arasındaki oynaklık yayılımını simetrik ve asimetrik yayılım modelleri ile araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, CDS primindeki oynaklığın hem ulusal hem de küresel piyasa göstergelerinden gelen şoklardan etkilendiği; ancak ulusal piyasa göstergelerinin etkisinin daha yoğun olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir.

Literatürde CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını inceleyen çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalardan Apergis ve Lake (2010) çalışmalarında 16.06.2004-13.11.2008 dönemleri için CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını ABD, İngiltere, Yunanistan ve Almanya üzerine MVGARCH-M modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, pay piyasaları ile CDS primleri arasındaki oynaklık yayılımının istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Derindere-Köseoğlu (2013), küresel finansal kriz öncesi, kriz dönemi ve kriz sonrası dönemde CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

03.01.2005-30.06.2012 dönemine ilişkin verileri dikkate alarak VAR-GARCH-BEKK modeliyle araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm dönemlerde pay piyasaları ile CDS primlerinde ARCH ve GARCH etkisinin olduğu ve varyans ve kovaryans değerlerinin zamana bağlı olarak değişkenlik gösterdiği tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmada, hem koşullu varyans hem de kovaryansların kriz döneminde oldukça yüksek değerlere sahip olmasının seriler arasında bir oynaklık yayılım etkisinin olduğuna işaret ettiği bulgularına ulaşılmıştır. Japonya üzerine yapılan bir çalışmada Park vd. (2019), 21.07.16.10.2012 dönemi için CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını GARCH modeli ve Granger nedensellik testi ile araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, deprem öncesi dönemde pay piyasalarından CDS primlerine doğru büyük ve pozitif bir oynaklık yayılımının olduğu; ancak ve deprem sonrası dönemde oynaklık yayılımının şiddetinin azaldığı, her iki dönemde de CDS primlerinden pay piyasalarına doğru oynaklık yayılımının oldukça zayıf olduğu bulguları elde edilmiştir. 109 Avrupa yatırım derecelendirme şirketi üzerine yapılan bir çalışmada Mateev (2019), Ocak 2012-Ocak 2016 dönemi için CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını çok değişkenli GARCH modeliyle araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının karşılıklı olduğu ve CDS primlerinin pay piyasaları üzerinde baskın rolünün olduğu belirlenmiştir. G7 ülkeleri (gelişmiş ülkeleri temsilen) ve BRICS (gelişmekte olan ülkeleri temsilen) üzerine yapılan bir çalışmada Sun vd. (2020), 26.05.2009-19.12.2017 dönemi için CDS primleri ile pay ve emtia piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını incelemişlerdir. Çalışmada seriler arasındaki oynaklık yayılımı tahmin hatası varyans (FEV) ayrıştırması ve yayılım ağı (spillover network) modelleri ile test edilmiştir. Çalışmada sonuç olarak, CDS primlerinden pay piyasalarına doğru oynaklık yayılımı açısından gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere nazaran daha büyük bir ortalama yayılıma sahipken, pay piyasalarından CDS primlerine doğru yayılım açısından ise gelişmiş ülkelerin gelişmekte olan ülkelere nazaran daha büyük bir ortalama yayılıma sahip olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Çalışmada ayrıca, CDS primleri ile emtia piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının belirli dönemlerde şiddetini arttırırken CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki yayılımın her aşamada baskın bir pozisyona sahip olduğu tespit edilmiştir.

### **3. ARAŞTIRMANIN VERİ SETİ VE YÖNTEMİ**

Bu çalışmada, Türkiye örneğinde kredi temerrüt swap (CDS) primleri ile pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılım etkisinin ve yayılımın yönünün ortaya konulması amaçlanmaktadır. Bu doğrultuda çalışmada, Türkiye'nin 04.01.2010-31.12.2019 dönemlerine ilişkin günlük dolar cinsinden 5 yıllık CDS kapanış değerleri ile BIST 100 endeksinin günlük kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. Çalışmada bu veri aralığının tercih edilmesinin nedeni, Covid-19 pandemisi öncesi dönemde CDS primlerindeki değişim ile pay getirileri arasındaki oynaklık etkileşimini ortaya koymaktır. Çalışmada dikkate alınan günlük CDS değerleri Bloomberg HT veritabanından, BIST 100 endeksine ilişkin günlük kapanış fiyatları ise Thomson Reuters Eikon veritabanından elde edilmiş, analizler Eviews 10, Gauss 10 ve Oxmetrics 6 paket programlarıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, ilk olarak endeks ve CDS verilerinin ayrı ayrı logaritması ve birinci farkı alınmış ve denklem 1 ve denklem 2'deki gibi sırasıyla günlük getiri serileri ve CDS primindeki değişim serileri oluşturulmuş ve analizlerde seriler "GETIRI" ve "CDSPD" terimleriyle ifade edilmiştir:

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

Denklem 1'de  $R_t$  endeksin t günündeki getirisini,  $P_t$  ve  $P_{t-1}$  ise sırasıyla t ve t-1 günündeki kapanış fiyatlarını temsil etmektedir.

$$C_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (2)$$

Denklem 2'de  $C_t$  t gününde CDS priminde gerçekleşen değişimi,  $P_t$  ve  $P_{t-1}$  ise sırasıyla t ve t-1 günündeki kapanış değerlerini göstermektedir.

Çalışmada öncelikle GETIRI ve CDSPD serilerinin durağanlıklarının incelenmesinde, söz konusu serilerin kalın kuyruk özelliği göstermelerinden dolayı, Kalıntılarla Arttırılmış En Küçük Kareler LM (RALS-LM) testinden yararlanılmıştır. Meng vd. (2014) tarafından geliştirilen ve kalın kuyruklu, asimetri veya doğrusal dışılık vb. nedenlerle hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmaması durumunda da serilerin durağanlıklarının incelenmesine imkân sağlayan bu test, Schmidt ve Phillips (1992) ve Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen LM birim kök testlerine dayanmaktadır. Schmidt ve Phillips (1992) LM testine dayalı birim kök test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \delta'Z_t + e_t, e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$\tilde{S}_t$ ,  $y_t$  serisinin trendden arındırılmış halidir ve  $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - Z_t \tilde{\delta}$ ,  $\tilde{\delta}$  ise  $\Delta y_t$ 'nin  $\Delta Z_t$  üzerindeki regresyonundaki katsayısı göstermektedir.  $\Delta y_t$  ve  $\Delta Z_t$  sırasıyla  $y_t$  ve  $Z_t$ 'nin birinci farklarıdır.  $\tau_{LM}$ ,  $H_0: \phi = 0$  sıfır hipotezini test eden t istatistiğidir. Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen birim kök testi, sabitte ve trendde kırılmaların ( $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ) varlığı durumunda, Schmidt ve Phillips (1992) testinin genişletilmiş halini göstermektedir.

LM testinin gücünü arttırmak amacıyla normal dağılıma sahip olmayan hata terimlerindeki bilgi dikkate alarak LM testi genişletilmiştir. (4) numaralı denkleme  $\hat{w}_t$  teriminin ilave edilmesi ile RALS-LM testine ilişkin regresyon modeli elde edilmektedir. Bu model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\hat{w}_t = h(\hat{e}_t) - \hat{K} - \hat{e}_t \hat{D}_2 \quad (5)$$

$\hat{e}_t$ , (4) numaralı regresyondan elde edilen hata terimidir.  $\hat{K} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\hat{e}_t)$  ve  $\hat{D}_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h'(\hat{e}_t)$ . Normal dağılıma sahip olmayan hata terimlerinden bilgi elde edebilmek amacıyla,  $\hat{e}_t$ 'nin ikinci ve üçüncü momentlerinin  $h(\hat{e}_t) = [\hat{e}_t^2 \hat{e}_t^3]'$  de dikkate alınması gerekmektedir.  $\hat{m}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^i$  olmak üzere genişletilmiş terim aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\hat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - \hat{m}_2, \hat{e}_t^3 - \hat{m}_3 - 3\hat{m}_2 \hat{e}_t]' \quad (6)$$

$\hat{w}_t$ 'de ilk terim,  $E[(e_t^2 - \sigma_e^2)y_{t-1}] = 0$  moment koşulu ile ilgilidir. Bu aynı zamanda farklı varyans olmama koşulunu yansıtmaktadır.  $\hat{w}_t$ 'de ikinci terim,  $\mu_4 = 3\sigma^4$ , burada  $\mu_j = E(e_t^j)$ , koşulu durumunda etkinlik sağlamaktadır. Hata terimlerinin normal dağılmadığı durumlarda,  $\hat{w}_t$ 'yi test regresyonuna dâhil ederek etkinlik arttırılabilmektedir. RALS-LM test istatistiğine ilişkin regresyon denklemi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1}^* + \gamma' \hat{w}_t + u_t \quad (7)$$

Bu teste ilişkin sıfır hipotezi  $H_0: \phi = 0$  şeklindedir.  $e_t = \gamma' \hat{w}_t + u_t$ , burada  $\hat{w}_t$  ile  $u_t$  arasında korelasyon yoktur (Meng vd., 2014; Li ve Lee, 2015).

Çalışmada, GETIRI ve CDSPD serilerinin varyansındaki olası yapısal kırılmalar Sanso vd. (2004) tarafından geliştirilen varyansta kırılma testiyle araştırılmıştır. İlk olarak Inclan ve Tiao (1994) tarafından varyanstaki ani kırılmaları ortaya çıkarabilmek için ICSS algoritması geliştirilmiştir. Bununla birlikte, maksimum kırılma noktası sayısının bilinmemesi ve varyans kırılmaları arasındaki maksimum gözlem sayısının belli olmaması ICSS algoritmasının önemli bir eksikliğidir (Bjerkseth, 2006: 5). Eğer  $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$  ve  $E(e_t^4) \equiv \eta_4 < \infty$  ise,

$$IT \rightarrow \sqrt{\frac{\eta_4 - \sigma^4}{2\sigma^4}} \sup_r |W^*(r)| \quad (8)$$

Gaussian süreç için  $\eta_4 = 3\sigma^4$  ve  $IT \rightarrow \sup_r |W^*(r)|$ 'dir.  $\eta_4 > 3\sigma^4$  olduğunda, dağılım leptokurtic (kalın kuyruk) özelliği göstermektedir ve sabit varyansın olduğunu söyleyen sıfır hipotezinin reddedilmesi beklenmektedir. Buna karşın,  $\eta_4 < 3\sigma^4$  olduğunda, test aşırı ılımlı olmaktadır. Bu nedenle Sanso vd. (2004), bağımsız ve özdeş dağılan sıfır ortalamaya sahip rassal değişkenlere ilişkin gürültü parametrelerinin bağımsız olacak şekilde bir önceki testi geliştirmişlerdir (Sanso vd., 2004: 4). Bu teste ilişkin Kappa 1 istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$K_1 = \sup_k |T^{-1/2} B_k|, \quad K_1 \rightarrow \sqrt{\frac{\omega_4}{\eta_4 - \sigma^4}} \sup_r |W^*(r)| \quad (9)$$

$$B_k = \frac{C_k - \frac{k}{T} C_T}{\sqrt{\hat{\eta}_4 - \sigma^4}}, \quad \hat{\eta}_4 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^4 \quad \text{ve} \quad \widehat{\sigma^2} = T^{-1} C_T \quad (10)$$

Hem IT hem de  $K_1$  rassal değişkenlerin bağımsızlığına bağlıdır. Bu durumu dikkate almak için, kümülatif hata kareler toplamı düzeltilmesi kullanılabilir. Kappa 2 test istatistiği aşağıdaki gibidir (Sanso vd., 2004: 5):

$$K_2 = \sup_k |T^{-1/2} G_k|, \quad K_2 \rightarrow \sup_r |W^*(r)| \quad (11)$$

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

$$G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} \left( C_k - \frac{k}{T} C_T \right), \hat{\omega}_4, \omega_4 \text{ 'ün tutarlı bir tahmincisidir.}$$

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2 + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m w(l, m) \sum_{t=l+1}^T (e_t^2 - \hat{\sigma}^2)(e_{t-1}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (12)$$

Burada  $w(l, m)$  gecikme penceresidir ve  $w(l, m) = 1 - \frac{l}{m+1}$ .  $\omega_4, e_t$  'nin uzun dönem dördüncü momenti veya  $\xi_t \equiv e_t^2 - \sigma^2$  sıfır ortalama değişkeninin uzun dönem varyansını göstermektedir. Bu tahminci  $m$  band genişliğinin seçimine bağlıdır, ve Newey-West (1994) tarafından önerilen prosedüre göre otomatik olarak seçilebilir (Sanso vd., 2004: 5).

Çalışmada, GETIRI ve CDSPD serileri arasındaki oynaklık yayılımını incelemek için çok değişkenli DCC-GARCH tipi modellemeyen yararlanılmıştır. Çok değişkenli DCC-GARCH tipi modellemelerinde ilk olarak oynaklık yapılarının belirlenmesi için söz konusu serilere ilişkin tek değişkenli GARCH tipi modeller tahmin edilmektedir. Çalışmada, CDS ve pay piyasalarına ilişkin oynaklık yapılarının ortaya konulmasında uzun hafızayı dikkate alan FIAPARCH modelinden yararlanılmıştır. APARCH modeli Ding vd. (1993) tarafından ortaya atılmıştır. Bu model kalın kuyrukları, aşırı basıklığı ve kaldıraç etkilerini iyi bir şekilde tanımlamaktadır.

$$y_t = x_t \xi + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

$$h_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j (|\varepsilon_{t-j}| - \gamma_j \varepsilon_{t-j})^\delta + \sum_{i=1}^p \beta_i (h_{t-i})^\delta \quad (14)$$

Burada  $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ ,  $z_t \sim N(0,1)$  ve  $k(\varepsilon_{t-j}) = |\varepsilon_{t-j}| - \gamma_j \varepsilon_{t-j}$ . Ortalama denklem ( $y_t = x_t \xi + \varepsilon_t$   $t = 1, 2, \dots, T$ ) aynı zamanda  $y_t = E(y_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t$  şeklinde yazılabilir. Burada  $E(y_t | \psi_{t-1})$ ,  $\psi_{t-1}$  verilirken  $y_t$  'nin şartlı ortalamasıdır.  $\psi_{t-1}$ ,  $t-1$  zamanındaki tam bilgidir.

$$\psi_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1, y_0, x_t, x_{t-1}, \dots, x_1, x_0\} \quad (15)$$

Burada  $\xi, \omega, \alpha_j, \gamma_j, \beta_i$  ve  $\delta$  parametrelerdir.  $\gamma_j$  kaldıraç etkisini gösterir. Pozitif  $\gamma_j$ , negatif bilginin pozitif bilgiye göre fiyat oynaklığı üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğunu gösterir.  $\delta$  güç parametresini gösterir. Güç parametresi normal dağılım varsayımı altında 2 değerini almaktadır. APARCH modeli,  $\delta$ 'yı dağılım özelliklerini modele dahil edebilmek için serbest olarak tahmin etmektedir. APARCH denklemi aşağıdaki şartları sağlamalıdır (Ding vd., 1993):

- 1)  $\omega > 0, \alpha_j \geq 0, j=1,2,\dots,q, \beta_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, p, \alpha_j = 0, j = 1, 2, \dots, q, \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$  olduğunda,  $\sigma_t^2 = \omega$ . Varyansın pozitif olması için  $\omega > 0$  olmalıdır.
- 2)  $0 \leq \sum_{j=1}^q \alpha_j + \sum_{i=1}^p \beta_i \leq 1$

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020



Oynaklığın APARCH modelinde zamanla oldukça yavaş bir şekilde değişme eğiliminde olması durumunda, uzun hafıza parametresinin de modele ilave edilmesi gerekmektedir. Tse (1998) tarafından geliştirilen FIAPARCH modeli, oynaklıkta uzun hafızayı da dikkate almaktadır. Uzun hafıza, sisteme gelen şokun sistemde uzun süre kalmasını ifade etmektedir. FIAPARCH(p,d,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Tse, 1998):

$$\sigma_t^\delta = w[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\phi(L)(1 - L)^d\}(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta \quad (16)$$

$$-1 < \gamma < 0 \text{ ve } \delta > 0$$

$\gamma$  pozitif olması, negatif bilginin oynaklık üzerinde pozitif bilgiye göre daha güçlü etkiye sahip olduğunu göstermektedir.  $0 < d < 1$  olması, koşullu oynaklığın uzun hafıza özelliği gösterdiğini ifade etmektedir.  $d = 0$  olduğunda, FIAPARCH modeli, APARCH modeline dönüşmektedir.

İkinci aşamada, getirilere ilişkin artıklar, birinci aşamadan elde edilen tahminlenmiş standart sapmalar tarafından dönüştürülmekte ve Tse ve Tsui (2002) tarafından önerilen DCC modelini kullanarak koşullu korelasyonların parametrelerini tahmin etmek için kullanılmaktadır. Çok değişkenli koşullu varyans aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Tse ve Tsui, 2002):

$$H_t = D_t C_t D_t \quad (17)$$

Burada  $D_t = \text{diag}(h_{11t}^{\frac{1}{2}} \dots h_{N N t}^{\frac{1}{2}})$ ,  $h_{iit}$  FIAPARCH modelinden elde edilen koşullu varyansı göstermektedir.  $C_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)C + \theta_1 \delta_{t-1} + \theta_2 C_{t-1}$  şeklinde ifade edilebilir.  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  parametrelerinin pozitif olabilmesi için  $\theta_1 + \theta_2 < 1$  koşulunun sağlanması gerekmektedir.  $C = \{p_{ij}\}$ , köşegen elemanları 1 olan,  $p_{ii} = 1$ , zamanla değişmeyen simetrik  $N \times N$  boyutlu pozitif tanımlı parametre matristir. Aynı zamanda,  $\delta_{t-1}$ ,  $\varepsilon_t$  artıkların gecikmeli değerlerini içeren  $N \times N$  boyutlu matristir.  $\delta_{t-1} = \{\psi_{ijt}\}$ ,  $\delta_{t-1}$ 'nin elemanları ve  $u_{it}$  standartlaştırılmış artıklar olmak üzere  $\delta_{t-1}$  aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Tse ve Tsui, 2002):

$$\psi_{ij,t-1} = \frac{\sum_{m=1}^M u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{(\sum_{m=1}^M u_{i,t-m}^2) (\sum_{m=1}^M u_{j,t-m}^2)}} \quad 1 \leq i < j \leq N \quad (18)$$

$$u_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}} \quad (19)$$

Çalışmada son olarak, GETIRI ve CDSPD serileri arasındaki oynaklık yayılımının tespit edilmesinin ardından, yayılımının yönünü belirleyebilmek amacıyla Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testi uygulanmıştır. Bu test, içsel dinamiklerin eş anlı bir şekilde modellenmesinin gerekli olmaması, birden çok gecikme uzunluğunu dikkate alarak varyansta nedensellik ilişkisinin incelenmesine olanak sağlaması ve model seçiminin testin başarısını etkilememesi

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

(Hafner ve Herwartz, 2006) nedeniyle tercih edilmiştir. Hafner ve Herwartz (2006) testinde sıfır hipotezi varyansta nedensellik olmadığını ( $H_0: \pi = 0$ ) ifade etmektedir. Sıfır hipotezi şu şekilde test edilmektedir:

$$\varepsilon_{it} = \xi_{it} \sqrt{h_{it} g_t}, \quad g_{it} = 1 + z_{jt} \pi, \quad z_{jt} = (\varepsilon_{j,t-1}^2, h_{j,t-1})' \quad (20)$$

Burada  $\xi_{it}$  ve  $h_{it}$ , sırasıyla, standardize edilmiş artıkları ve koşullu varyansı göstermektedir. Değişkenler arasındaki oynaklık yayılımı ise LM testi ile araştırılmaktadır (Hafner ve Herwartz, 2006):

$$\lambda_{LM} = \frac{1}{4T} \left( \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1) z_{jt}' \right) V(\theta_i)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1) z_{jt} \right) \quad (21)$$

$$V(\theta_i) = \frac{K}{4T} \left( \sum_{t=1}^T z_{jt} z_{jt}' - \sum_{t=1}^T z_{jt} x_{it}' \left( \sum_{t=1}^T x_{it} x_{it}' \right)^{-1} \sum_{t=1}^T z_{jt} x_{it}' \right) \quad (22)$$

$$K = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\xi_{it}^2 - 1)^2 \quad (23)$$

$\lambda_{LM}$  test istatistiği 2 serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir. Birinci aşamada seriler için tek değişkenli GARCH modelleri tahmin edilerek standartlaştırılmış artıklar ( $\xi_{it}$ ), oynaklık süreci ( $h_{i,t}$ ) ve  $x_{i,t}$  elde edilmektedir. İkinci olarak  $\xi_{it}^2 - 1$ ,  $x_{it}'$  ve  $z_{jt}'$  üzerine regrese edilmektedir. Son olarak, bu regresyondan elde edilen  $R^2$  gözlem sayısı ile çarpılarak  $\lambda_{LM}$  test istatistiği hesaplanmaktadır (Hafner ve Herwartz, 2006).

#### 4. ARAŞTIRMANIN BULGULARI

Çalışmada ilk olarak serilerin tanımlayıcı istatistiklerine ilişkin bulgulara Tablo 1'de yer verilmiştir.

**Tablo 1.** GETIRI ve CDSPD Serilerine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	GETIRI	CDSPD
<b>Gözlem Sayısı</b>	2493	2493
<b>Ortalama</b>	-0.000254	0.000182
<b>Medyan</b>	0.000612	-0.000741
<b>Maksimum</b>	0.090855	0.226692
<b>Minimum</b>	-0.171577	-0.236391
<b>Standart Sapma</b>	0.019195	0.028749
<b>Çarpıklık</b>	-0.651295	0.296302
<b>Basıklık</b>	7.656793	10.45951
<b>Jarque-Bera</b>	2428.854***	5816.531***
<b>p Olasılık Değeri</b>	0.0000	0.0000
<b>Q (50)</b>	46.4696 [0.6158]	140.840*** [0.0000]

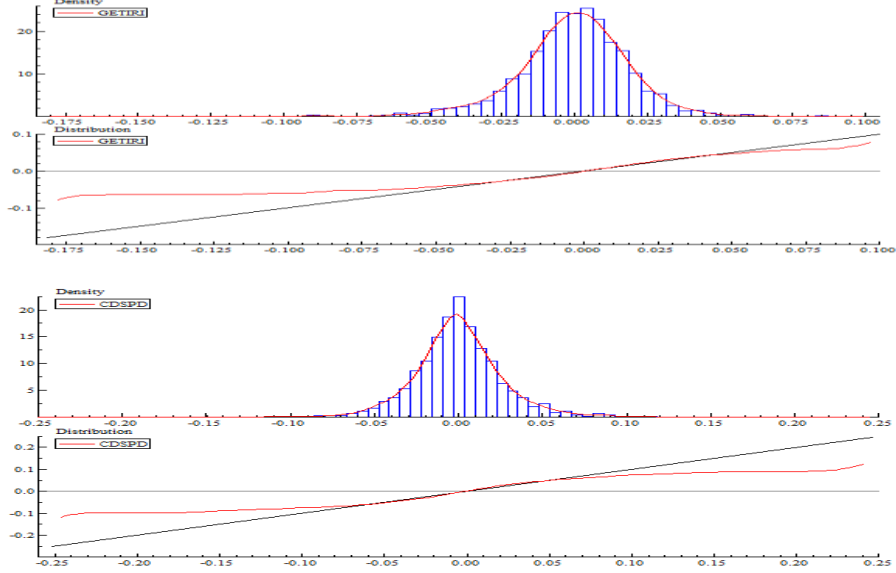
Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

<b>Q<sup>2</sup> (50)</b>	339.425*** [0.0000]	368.712*** [0.0000]
<b>ARCH (10)</b>	16.197*** [0.0000]	17.993*** [0.0000]
<b>ARCH (20)</b>	10.0730*** [0.0000]	10.024*** [0.0000]
<b>ARCH (50)</b>	4.8994*** [0.0000]	4.3182*** [0.0000]
***, **, * sırasıyla % 1 ve % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. Ayrıca GETIRI, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan endeks getirisi serilerini, CDSPD ise logaritmik farkı alınarak oluşturulan CDS primindeki değişim serilerini temsil etmektedir.		

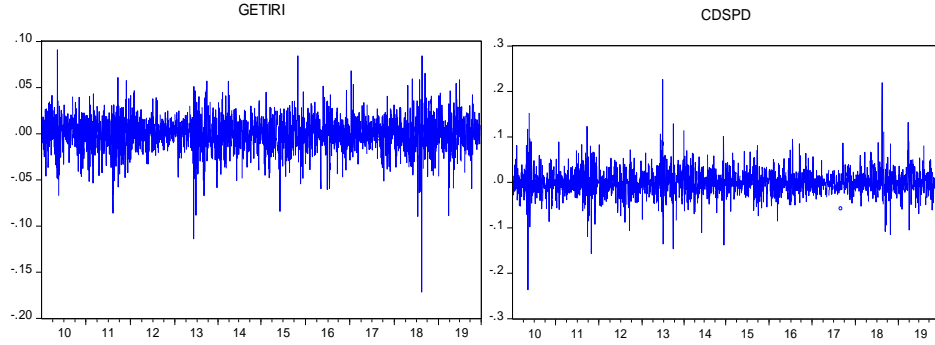
Tablo 1 incelendiğinde, GETIRI serisinin örneklem ortalamasının negatif, CDSPD serisinin ise pozitif olduğu; ancak her iki seri için sifıra oldukça yakın olduğu söylenebilir. Finansal zaman serileri analizinde serilerin çarpıklık ve basıklık ölçüleri, serilerin dağılımı hususunda bilgi vermektedir. Çarpıklık, serinin asimetrik yapısını ortaya koymakta olup çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık olduğu ve negatif asimetri gösterdiği, çarpıklık değerinin pozitif olması ise serinin sağa çarpık olduğu ve pozitif asimetri gösterdiği anlamına gelmektedir. Basıklık ise normal dağılım eğrisinin ne kadar dik ya da basık olduğunu göstermekte, basıklık katsayısının pozitif olması eğrinin normale göre daha dik, negatif olması ise, normale göre daha basık olduğuna işaret etmektedir (Tsay, 2002). Bu doğrultuda, normal dağılım gösteren serilerin çarpıklık değerlerinin 0'a, basıklık değerlerinin ise 3'e eşit olması gerekmektedir. Her iki serinin basıklık ve çarpıklık değerleri incelendiğinde, serilerin normal dağılmadığına yönelik ipuçları elde edilmektedir. Şöyle ki, GETIRI serisinin çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık bir dağılım sergilediği ve negatif asimetri gösterdiği, basıklık katsayısının 3'ten büyük ve pozitif olması da serilerin kalın kuyruklu özelliği sergilediği ve dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Benzer şekilde CDSPD serisinin çarpıklık değerinin pozitif olması, serinin sağa çarpık bir dağılım sergilediği ve pozitif asimetri gösterdiğine, basıklık katsayısının 3'ten büyük ve pozitif olması ise serilerin kalın kuyruklu özelliği sergilediği ve dağılım eğrilerinin daha dik olduğuna işaret etmektedir. Her iki serinin basıklık katsayıları kıyaslandığında, CDSPD serisinin dağılım eğrilerinin GETIRI serisine göre daha dik olduğu söylenebilir. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise, Jarque-Bera testidir. Çalışmada GETIRI ve CDSPD serilerinin p olasılık değerlerinin 0.0000 olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi kabul edilememiş ve her iki serinin de normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca Jarque-Bera test istatistiğinin nispeten oldukça yüksek olması da serilerin normal dağılmadığına işaret eden bir başka göstergedir. Grafik 1'de GETIRI ve CDSPD serileri için verilen yoğunluk fonksiyonu ve dağılım özelliklerine ilişkin grafikler de normallik varsayımının geçerli olmadığına ilişkin bulguları desteklemektedir.

**Grafik 1.** GETIRI ve CDSPD Serilerinin Yoğunluk Fonksiyonu ve Dağılım Özellikleri



Grafik 1 incelendiğinde, her iki serinin de normal dağılıma kıyasla kalın kuyruklu bir dağılıma sahip olduğu söylenebilir. Grafik 2'de ise GETIRI ve CDSPD serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine yer verilmiştir.

**Grafik 2.** GETIRI ve CDSPD Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri



Her iki seriye ilişkin zaman yolu grafiği incelendiğinde, serilerde büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum her iki seride de farklı tarihlerde oynaklık kümelenmelerinin yaşandığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, farklı gecikmelerde GETIRI serisi için Ljung Box  $Q^2$  ve CDSPD serisi için Ljung Box  $Q$  ile  $Q^2$  istatistiklerinin geçmiş değerlerle yüksek düzeyde korelasyona sahip olması da her iki seride oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Çalışmada, Ljung Box  $Q$  ve  $Q^2$  istatistikleri her iki seri ve karesi alınmış serilere ilişkin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, serilere ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı ve koşullu

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

varyansın zaman içerisinde bağımsız bir yapısının olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, serilerde otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizlerin sonucunda ise her iki serinin hata terimlerinde farklı gecikme- uzunluklarında sabit varyansa sahip olmadığı, diğer bir deyişle güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğine işaret etmektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlığının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, kalın kuyruklu, asimetri veya doğrusal dışılık gibi nedenlerle hata terimlerinde normal dağılım varsayımının geçerli olmadığı durumlarda kullanılabilen RALS LM birim kök testi ile serilerin durağanlığı araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 2’de sunulmuştur.

**Tablo 2.** GETIRI ve CDSPD Serileri İçin RALS LM Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değerleri	
	$\tau_{\text{RALS-LM}}$	$\rho^2$
GETIRI	-33.196***	0.907
CDSPD	-32.750***	0.832

GETIRI serisi için % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler sırasıyla -3.538, -2.990 ve -2.715’dir. CDSPD serisi için % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler sırasıyla -3.510, -2.947 ve -2.667’dir.

GETIRI, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturan endeks getirisi serilerini, CDSPD ise logaritmik farkı alınarak oluşturan CDS primindeki değişim serilerini temsil etmektedir. \*\*\* % 1 anlamlılık düzeyinde birim kökün varlığını ifade eden  $H_0$  hipotezinin kabul edilemediğini göstermektedir. Ayrıca GETIRI, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturan endeks getirisi serilerini, CDSPD ise logaritmik farkı alınarak oluşturan CDS primindeki değişim serilerini temsil etmektedir. Kritik değerler Meng, vd. (2014) isimli çalışmadan elde edilmiştir.

RALS LM birim kök testi sonuçları incelendiğinde, düzey değerlerinde % 1 anlamlılık düzeyinde mutlak değer cinsinden test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması nedeniyle serilerin birim kök içermediği söylenebilir. Diğer bir deyişle, serilerin durağan olduğu anlaşılakta ve seriler oynaklık modelinin araştırılması için uygun görülmektedir. Oynaklık modellemelerine geçmeden önce serilere ilişkin en uygun ARMA modelleri araştırılmış, bu doğrultuda ARMA (0,1)’den ARMA (4,4)’e kadar çeşitli denemeler yapılmış, katsayıların anlamlılığı, AIC bilgi kriterlerine göre en uygun model yapısı belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla incelenen modeller arasında GETIRI ve CDSPD serileri için en uygun modellerin sırasıyla ARMA (0, 1) ve ARMA (1, 0) olduğu tespit edilmiş ve ilgili model tahmin bulguları Tablo 3’te sunulmuştur.

**Tablo 3.** GETIRI ve CDSPD Serilerine İlişkin ARMA Model Tahmin Sonuçları

Getiri Serisi İçin ARMA Model Tahmin Bulguları		CDSPD Serisi İçin ARMA Model Tahmin Bulguları	
ARMA Modelleri	Bilgi Kriterleri	ARMA Modelleri	Bilgi Kriterleri
(0,1)	-5.0686	(0,1)	-4.2779
(1,0)	-5.0685	(1,0)	-4.2785
(1,1)	-5.0679	(1,1)	-4.2778

(1,2)	-5.0677	(1,2)	-4.2769
(2,1)	-5.0671	(2,1)	-4.2770
(2,2)	-5.0663	(2,2)	-4.2718
(3,2)	-5.0659	(3,2)	-4.2711
(2,3)	-5.0659	(2,3)	-4.2714
(3,3)	-5.0676	(3,3)	-4.2716
(3,4)	-5.0640	(3,4)	-4.2708
(4,3)	-5.0674	(4,3)	-4.2754
(4,4)	-5.0674	(4,4)	-4.2762

Oynaklık modelleriyle yapılan analizlerde serilerin varyansındaki olası yapısal kırılmalar uygulanan modellerin tahmin doğruluğunu ve modellerden elde bulguları etkilemektedir. Bu nedenle, en uygun ARMA modelinin belirlenmesinin ardından Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle serilerdeki olası kırılmalar araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4.** GETIRI ve CDSPD Serilerine İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi Sonuçları

<b>GETIRI Serileri İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
04.05.2010	27.07.2016	-
27.05.2010	17.04.2018	-
26.10.2010	08.11.2018	-
03.08.2011	-	-
18.08.2011	-	-
01.02.2012	-	-
28.05.2013	-	-
05.07.2013	-	-
15.04.2014	-	-
27.01.2015	-	-
27.07.2016	-	-
06.04.2018	-	-
03.08.2018	-	-
15.08.2018	-	-
23.10.2019	-	-
<b>CDSPD Serileri İçin Kırılma Tarihleri</b>		
<b>ICSS (IT)</b>	<b>ICSS (K-1)</b>	<b>ICSS (K-2)</b>
26.04.2010	11.04.2014	11.04.2014
10.06.2010	26.09.2016	
03.08.2011	30.04.2018	
14.12.2011	26.10.2018	
31.05.2013	-	-
03.07.2013	-	-
11.04.2014	-	-
26.09.2016	-	-
07.02.2018	-	-
08.08.2018	-	-
13.08.2018	-	-
26.10.2018	-	-

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

19.03.2019	-	-
03.04.2019	-	-
28.10.2019	-	-
GETIRI, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturan endeks getirisi serilerini, CDSPD ise logaritmik farkı alınarak oluşturan CDS primindeki değişim serilerini, ICSS (IT) Inclan-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 4 incelendiğinde, Inclan-Tiao'nun ICSS algoritması GETIRI için 2010-2019 döneminde toplamda 15 kırılma, Kappa-1 algoritması 27.07.2016, 17.04.2018 ve 08.11.2018 tarihlerinde toplamda 3 kırılma tespit etmiş; ancak Kappa-2 algoritması herhangi bir kırılma tespit edememiştir. CDSPD serisi için ise Inclan-Tiao'nun ICSS algoritması 2010-2019 döneminde toplamda 15 kırılma, Kappa-1 algoritması 11.04.2014, 26.09.2016, 30.04.2018 ve 26.10.2018 tarihleri için 4 yapısal kırılma ve Kappa-2 algoritması ise 11.04.2014 tarihi için 1 kırılma tespit etmiştir. İlgili yapısal kırılmanın (11.04.2014), Standard & Poor's'un 7 Şubat 2014 tarihinde Türkiye'nin kredi notu görünümünü durağandan negatife çevirmesi ve kredi notunu ise BB+ olarak koruması, Japon kredi derecelendirme kuruluşu R&I (Rating and Investment Information)'in, 21 Şubat 2014 tarihinde Türkiye'nin not görünümünü pozitiften durağana çevirmesi ve BB+ olan yabancı para birimi cinsinden kredi notunu teyit etmesi, Moody's'in, 31 Mart 2014 tarihinde Türkiye'nin kredi not görünümünü durağandan negatife çevirmesi ve notunu Baa3 olarak teyit etmesi ve Fitch'in, 4 Nisan 2014 tarihinde Türkiye'nin kredi notunu BBB- olarak teyit etmesi ve not görünümünü durağanda bırakması şeklinde yapılan açıklamaların piyasa üzerinde domino etkisi yaratmasından kaynaklandığı söylenebilir.

26.09.2016 tarihli yapısal kırılma 15 Temmuz 2016 tarihinde yaşanan darbe teşebbüsü, terör olayları ve küresel gelişmelerin olumsuz etkisiyle Dolar/TL kurunun rekor kırması gibi nedenlerle Standard & Poor's'un ülkenin kredi darbe girişiminden 5 gün sonra ülke kredi notunu BB+'dan BB'ye düşürmesi, yine Fitch'in 19 Ağustos 2016 tarihinde Türkiye'nin görünümünü negatif olarak değiştirmesine rağmen Türkiye'nin yatırım yapılabilir olarak nitelendirilen BBB- notunu güncellememesi ve Moody's'in eylül ayında Türkiye'nin kredi notunu Baa3'ten Ba1 seviyesine indirmesine bağlanabilir.

30.04.2018 tarihli yapısal kırılmanın sebebi olarak 23 Şubat 2018 tarihinde ülke not görünümünü negatif olarak koruması, Moody's'in 08 Mart 2018 tarihinde kurumların direncindeki kayıp ve dış şok riskinin yüksek borç ve siyasi riskler nedeniyle artmasını gerekçe göstererek ülkenin kredi notunu Ba1'de Ba2'ye düşürmesi ve not görünümü durağan olarak belirlemesi ve FED'in faizleri 25 baz puan arttırarak % 1.50-1.75 aralığına çıkarması gibi gelişmelerin ülkede soğuk düş etkisi yaratması gösterilebilir.

Son olarak, 26.10.2018 tarihli yapısal kırılmanın ise Rahip Andrew Brunson davasından dolayı Türkiye-ABD ilişkilerinde yaşanan gerilimin piyasaya etkisi ve ağustosta başlayan spekülasyon saldırıları, kur ve faiz başta olmak üzere temel göstergelerde ortaya çıkan bozulmaların bir sonucu olarak kredi derecelendirme kuruluşlarının ülke kredi notlarını düşürmesi, ülkenin yatırım

yapılamaz-spekülatif seviyede olduğu şeklindeki açıklamaların ülkeye olan ekonomik güvenilirliği azaltmasından kaynaklandığı söylenebilir.

Sanso vd. (2004)'nin varyansta kırılma testinde ICSS algoritması, finansal zaman serilerinin aşırı basık olduğu ve serilerde otokorelasyon ve değişen varyans özelliklerinin görüldüğü durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri göz önüne almamasından dolayı gerçekte olduğundan daha farklı hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu tür durumlarda hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de dikkate alan Kappa 2 algoritması daha güvenilir bulgular ortaya koyabilmektedir (Sanso vd., 2004: 32). Çalışmada Kappa-2 algoritmasıyla sadece CDSPD serisinin varyansında 1 kırılmanın tespit edilmesi nedeniyle söz konusu yapısal kırılmayı ekleyerek oynaklık modellemesinin yapılmasına karar verilmiştir.

Serilerin varyanslarına ilişkin yapısal kırılmalar belirlendikten sonra oynaklık modellemeleriyle analizlere devam edilmiştir. Gözlem sayısının yüksek olması ve serilerde yüksek dereceden otokorelasyonun varlığı, serilerde uzun hafızanın olabileceğine dair ipuçları vermektedir. Bu amaçla ilk olarak, GETIRI ve CDSPD serilerine ilişkin ortalama modelinde uzun hafızayı test etmek amacıyla Geweke, Porter Hudak (1983) tarafından geliştirilen uzun hafıza testi yapılmış ve ortalama modelinde uzun hafızanın varlığına ilişkin bir kanıt bulunamamıştır. Daha sonra her iki seriye ilişkin model seçim kriterlerine göre uygun GARCH modelleri belirlenmiş ve bu modellere ilişkin standartlaştırılmış artıklarda yüksek dereceden otokorelasyon olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, serilere ilişkin oynaklık yapıları uzun hafızayı dikkate alan ARMA(0,1)-FIAPARCH(1,d,1) modeli ile araştırılmış, yapısal kırılmanın dikkate alındığı ve alınmadığı şeklinde elde edilen ARMA(0,1)-FIAPARCH(1,d,1) model tahmin bulgularına Tablo 5'te yer verilmiştir.

**Tablo 5.** GETIRI ve CDSPD Serileri için ARMA(0,1)-FIAPARCH(1,d,1) Model Tahmin Sonuçları

	Kırılma Tarihlerinin Dâhil Edilmediği Model		Kırılmalı Model
	GETİRİ	CDSPD	CDSPD
<b>Sabit</b>	0.000259 (0.000348)	-0.000584 (0.000486)	-0.00584 (0.000486)
<b>MA(1)</b>	0.045724** (0.020308)	0.154819*** (0.019942)	0.155302*** (0.019756)
<b>Sabit</b>	63.246103* (36.214)	25.02894 (35.528)	26.162390 (39.021)
<b>D</b>	0.205159*** (0.034622)	0.410578*** (0.071285)	0.401555*** (0.069997)
<b>ARCH (<math>\alpha</math>)</b>	0.31923*** (0.10592)	0.070105** (0.047082)	0.056242** (0.028743)
<b>GARCH (<math>\beta</math>)</b>	0.445719*** (0.11815)	0.365381*** (0.11749)	0.344523*** (0.12029)
<b>APARCH(<math>\gamma</math>)</b>	0.996219*** (0.024015)	0.324244*** (0.11399)	0.332501*** (0.11597)
<b>APARCH(<math>\delta</math>)</b>	1.271447*** (0.095299)	1.18797*** (0.35633)	1.185495*** (0.37411)

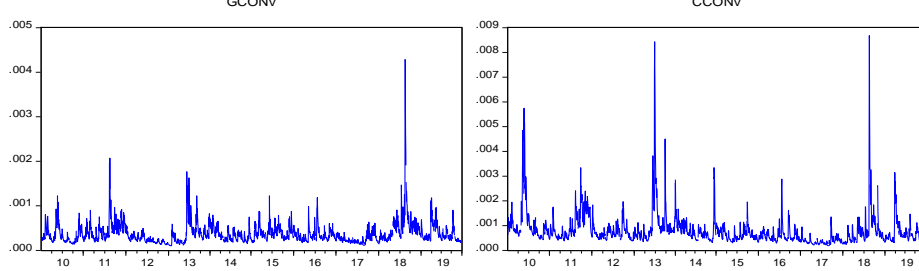


<b>Kukla Değişken</b>	-	-	0.016777 (0.018222)
<b>Student(DF)</b>	6.939284*** (0.91254)	4.408742*** (0.38478)	4.414379*** (0.38470)
<b>Q(50)</b>	41.3941	60.4170	60.0887
<b>Q<sup>2</sup>(50)</b>	54.7575	35.2875	35.4020
<b>ARCH-LM (5)</b>	0.87160	1.3308	1.3684

GETIRI, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturulan endeks getirisi serilerini, CDSPD ise logaritmik farkı alınarak oluşturulan CDS primindeki değişim serilerini temsil etmektedir. \*\*\* ve \*\* ise sırasıyla % 1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ), parantez içerisindeki değerler standart hataları göstermektedir. d parametresi, uzun hafıza parametresidir.  $0 < d < 0.5$  ve istatistiki olarak anlamlı olması, modelde uzun hafızanın varlığına işaret etmektedir. Q(50) standartlaştırılmış artıklara ilişkin 50. gecikmede Ljunq-Box test istatistiğini, Q<sup>2</sup>(50) standartlaştırılmış artık karelere artıklara ilişkin 50. gecikmede Ljunq-Box test istatistiğini göstermektedir ARCH-LM testi ise farklı varyans test istatistiğidir ve modelde ARCH etkisini göstermektedir. Kukla değişken, Kappa 2 ile belirlenen kırılma tarihine ilişkin kukla değişkendir.

GETIRI serisi için kırılmanın dikkate alınmadığı, CDSPD serisi için ise hem kırılmanın dikkate alındığı hem de alınmadığı şeklinde belirlenen ARMA(0,1)-FIAPARCH(1,d,1) modellerinde kaldiraç parametresinin pozitif olduğu görülmektedir. Elde edilen bulgular, pozitif haber ve gelişmelerin, negatif haber ve gelişmelere nazaran oynaklık üzerinde daha güçlü bir etki oluşturduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, her iki seri için elde edilen uzun hafıza parametresine ilişkin katsayı tahmin bulguları, modellerde sisteme gelen şokların kalıcı olduğunu göstermektedir. Son olarak, CDSPD serisinin varyansında elde edilen kırılmanın dahil edildiği modelde, söz konusu kırılmanın GARCH ( $\beta$ ) parametresinde anlamlı bir etki oluşturmadığı söylenebilir. Elde edilen bu bulgu, kredi derecelendirme kuruluşlarının Türkiye'nin kredi notuna ilişkin değerlendirmelerin CDS primindeki oynaklık üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını ifade etmektedir. Çalışmada, CDSPD serisine ilişkin yapısal kırılmanın oynaklık serisi üzerinde anlamlı bir etki oluşturmaması nedeniyle kırılmayı dikkate almayan modeller çerçevesinde analizlere devam edilmiştir. Analizlere devam edilmeden önce kırılmaları dikkate almayan modelden elde edilen GETIRI ve CDS primindeki oynaklık serilerine ilişkin zaman yolu grafiklerine Grafik 3'te yer verilmiştir.

**Grafik 3.** BIST 100 Endeks Getirilerindeki Oynaklık (GCONV) ve CDS Primlerindeki Oynaklık (CCONV) Serilerine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri



Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

Çalışmada, her iki seriye ilişkin en uygun oynaklık modeli belirlendikten sonra GETIRI ve CDSPD serileri arasındaki oynaklık yayılımı DCC-FIAPARCH modeliyle araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 6’da sunulmuştur.

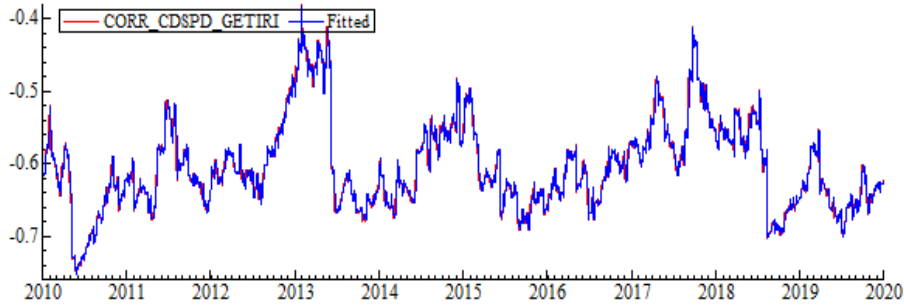
**Tablo 6.** GETIRI ve CDSPD Serileri İçin DCC-FIAPARCH Model Tahmin Bulguları

	<b>GETIRI-CDSPD</b>
$p_{21}$	-0.61313*** (0.03267)
<b>Alfa</b>	0.013295*** (0.004588)
<b>Beta</b>	0.978499*** (0.008234)
<b>Hosking (20)</b>	88.54497
<b>Hosking (50)</b>	191.896
<b>Li-McLeod (20)</b>	183.162
<b>Li-McLeod (50)</b>	192.052

GETIRI, kapanış fiyatlarıyla logaritmik farkı alınarak oluşturan endeks getirisi serilerini, CDSPD ise logaritmik farkı alınarak oluşturan CDS primindeki değişim serilerini temsil etmektedir. \*\*\* ve \*\* ise sırasıyla % 1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. ( ), Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.  $p_{21}$ , Alfa ve Beta sırasıyla dinamik koşullu korelasyonları, otoregresif katsayılar vektörü ve varyans katsayılar vektörünü göstermektedir. Hosking (1980) ve McLeod ve Li (1983) 20. ve 50. gecikmeye kadar otokorelasyon testlerini ifade etmektedir.

DCC-FIAPARCH model tahmin bulgularına göre, GETIRI ve CDSPD serileri arasında %1 önem seviyesinde oynaklık yayılımının olduğu söylenebilir. Söz konusu yayılımın işaretinin negatif olması, CDS primindeki artışların BİST 100 endeksini negatif olarak etkilediğine işaret etmektedir. Diagnostik test bulguları, model artıklarının ARCH etkisi ve otokorelasyona sahip olmadığını ifade etmektedir. Hosking (1980) ve McLeod ve Li (1983) otokorelasyon test istatistikleri ise modele ilişkin hata terimlerinde otokorelasyonun olmadığını göstermektedir. DCC-FIAPARCH(1,d,1) model tahmini sonucunda belirlenen GETIRI ve CDSPD serilerine ilişkin koşullu korelasyon grafiği Grafik 4’te yer verilmiştir.

**Grafik 4.** DCC-FIAPARCH(1,d,1) Modelinden GETIRI ve CDSPD Serilerine İlişkin Elde Edilen Koşullu Korelasyon Grafiği



Araştırma Makalesi

Makale Geliş – Kabul Tarihi: 10.08.2020– 30.12.2020

Grafik 4 incelendiğinde, ekonomik daralma dönemlerinde, CDS ve pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılımının arttığı görülmektedir. Kappa 1 ve Kappa 2 algoritmaları ile tespit edilen kırılma tarihlerine paralel olarak, Grafik 4’de de 2014, 2016, 2018 ve 2020 ekonomik daralma dönemlerinde söz konusu iki piyasa arasındaki dinamik koşullu korelasyon katsayıları artmaktadır. Bu dönemlerde kredi derecelendirme şirketleri Standard & Poor’s ve Moody’s’in Türkiye’ye ilişkin kredi not görünümünde yaptığı değişiklikler, piyasalarda domino etkisi yaratarak ekonomik görünümün bozulmasına neden olduğu söylenebilir. Çalışmada son olarak, GETIRI ve CDSPD serileri arasındaki oynaklık yayılımının yönü Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış elde edilen bulgular Tablo 7’de sunulmuştur.

**Tablo 7.** Hafner ve Herwartz (2006) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları

Varyansta Nedensellik	LM İstatistiği	Olasılık Değerleri
Getiri Oynaklığı → CDS Primindeki Oynaklık	13.656***	0.0011
CDS Primindeki Oynaklık → Getiri Oynaklığı	17.958***	0.0001
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.		

$\lambda_{LM}$  istatistiği sonuçları değerlendirildiğinde, % 1 anlamlılık düzeyinde BİST 100 endeks getirilerindeki oynaklık ile CDS primlerindeki oynaklık arasındaki oynaklık yayılım etkisinin karşılıklı olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, BİST 100 endeks getirilerindeki oynaklık ile CDS primlerindeki oynaklık arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

## 5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Finansal piyasalarda küreselleşmenin artmasıyla birlikte, küresel finansal piyasalar daha karmaşık bir hale gelmiş ve ülkelerin kredi temerrüt swap (CDS) primlerinde 2008 finansal krizinden bu yana, özellikle son dönemlerde koronavirüs pandemisi nedeniyle büyük artışlar gözlemlenmiştir. Temel makroekonomik göstergelerdeki dalgalanmalar ülkenin temerrüte düşme olasılığını arttırmakta; artan kredi riski, kamu borcundan kaynaklanan olası kayıplardan korunma maliyetlerine yansımaktadır. Bu nedenle CDS piyasası ve pay piyasası arasındaki oynaklık yayılım etkilerinin incelenmesi varlık dağılımı, finansal piyasa regülasyonu ve portföy risk yönetimi açısından büyük önem arz etmektedir.

Bu çalışmada, 04.01.2010-31.12.2019 dönemi için Türkiye’de CDS primleri ve pay piyasaları arasındaki oynaklık yayılım etkisinin ve yayılımın yönünün ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda çalışmada ilk olarak, Sanso vd. (2004) tarafından geliştirilen varyansta kırılma testiyle her iki serinin varyansındaki muhtemel kırılmalar belirlenmiştir. Daha sonra hem kırılmaları dikkate alarak hem de almaksızın her iki seri için en uygun oynaklık modeli araştırılmıştır. Analizler sonucunda, en uygun modelin ARMA-FIAPARCH modeli olduğu, ilgili modele göre pozitif haber ve gelişmelerin negatif haber ve gelişmelere nazaran oynaklık üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, gerek CDS piyasası gerekse pay piyasasında kaldıraç etkisinin varlığını ve her iki piyasanın da asimetrik bir yapıya sahip olduğu anlamına gelmektedir. Ancak,

Araştırma Makalesi

Makale Geliş - Kabul Tarihi: 10.08.2020- 30.12.2020

varyansta kırılmayı gösteren kukla değişkenin dâhil edildiği modelde, kırılmanın oynaklık üzerinde anlamlı bir etkisine rastlanılmamıştır. Bu nedenle, kırılmayı dikkate almayan modeller çerçevesinde analizlere devam edilmiştir.

Çalışmada seriler arasında oynaklık yayılım etkisi DCC-FIAPARCH modeliyle araştırılmış, ilgili modelden, CDS primlerindeki değişim ile BİST100 endeks getirileri arasındaki oynaklık yayılımının istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu, ülke CDS primindeki artışın ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etki yaratarak pay piyasasında yer alan şirketlere ait pay getirilerinin azalmasına neden olduğunu ifade etmektedir. Çalışmada son olarak, seriler arasındaki oynaklık yayılımının yönü Hafner ve Herwartz (2006) varyansta nedensellik testiyle araştırılmış, CDS primlerindeki oynaklık ile BİST 100 getiri oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi; diğer bir ifadeyle seriler arasındaki yayılımın karşılıklı olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Sonuç olarak, CDS primleri ile pay piyasaları arasında iki yönlü (karşılıklı) bir oynaklık yayılımının olduğu söylenebilir. Elde edilen bu bulgu ise teorik açıdan şu şekilde açıklanabilir:

CDS oranlarındaki artış, varlıkların kredi riskindeki artışı yansıtmaktadır. Bu nedenle CDS oranları, varlık ihraç eden kurumların ve otoritelerin kredi derecelendirme ölçüsü olarak yorumlanmaktadır. Riskten kaçınan bir yatırımcı, CDS primlerinin yüksek olması nedeniyle riskli olan ülkeye yatırım yapmak istememekte, bu durum da ekonomik büyüme oranının azalmasına neden olmaktadır. Riski seven yatırımcı ise daha fazla getiri elde etmek istediğinden dolayı riskin artmasını bir fırsat olarak algılamaktadır. Bu durum ise pay piyasasını etkilemektedir. Buna karşın pay piyasası, içinde firmaların yer alması nedeniyle reel ekonomiyi yansıtmaktadır ve bu piyasada meydana gelen bozulmalar CDS piyasasını etkilemektedir. Çalışmada elde edilen bu bulgu, Mateev (2019)'in çalışmasında elde ettiği bulguyla benzerlik göstermektedir.

Sonuç olarak, çalışmada elde edilen bulgulardan hareketle, BIST 100 endeks getiri oynaklığının ülke kredi riskine karşı duyarlılığının ölçülmesine ve pay piyasasındaki kırılmalıkların daha iyi anlaşılmasına imkân sağlayabileceği söylenebilir. Yaşanan siyasi krizler, ekonomik faaliyetlerde yavaşlama, ulusal paranın değerini etkileyen para politikasındaki değişimler, ekonomik büyüme beklentileri, küresel ekonomik faktörler CDS primindeki oynaklığın temel kaynakları olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu nedenle, CDS primlerindeki oynaklık ile pay piyasası oynaklığı arasında karşılıklı bir yayılım söz konusudur. Portföy yöneticileri, CDS primlerinin zaman içindeki gelişimini takip ederek borçlanma maliyetlerinin öngörülebilirliğini tahmin edebilirler. Bu durumda yatırımcılar, değişen riskten korunma pozisyonlarını değiştirerek portföy çeşitlendirmesine gidebilmekte ve portföy yatırımından sağladıkları faydayı arttırabilmektedirler. Bu bulgular, düzenleyici kurumlar, ulusal ve uluslararası yatırımcılar ve portföy risk yöneticileri gibi çeşitli ekonomik birimler için, etkin portföy oluşumu ve finansal kriz dönemlerinde finansal bulaşmaya tepki olarak uygun regülasyon politikalarının uygulanmasında önemli bilgiler sağlamaktadır.

## KAYNAKÇA

- Akkuş, Hilmi Tunahan, Sakarya, Şakir ve Tüzün, Osman (2018), “**Tahvil Faizleri İle CDS Primleri Arasındaki Oynaklık Yayılım Etkilerinin Belirlenmesi**”, Bankacılar Dergisi, Mart 2018, Sayı: 104, ss. 41-54.
- Alkan, Buket and Çiçek, Serkan (2020), “**Spillover effect in financial markets in Turkey**”, Central Bank Review, Volume: 20, Issue:2, pp.53-64.
- Anderson, R. (2010), “**Credit Default Swaps: What are the Social Benefits and Costs?**”, *Banque de France Financial Stability Review*, Volume: 14, pp.1-14.
- Apergis, Nicholas and Lake, Andreas (2010), “**Credit Default Swaps and Stock Prices: Further Evidence of Mean and Volatility Transmission using a MVGARCH-M Model**”, China-USA Business Review, Volume: 9, Issue: 11, pp.1-22.
- Atukeren, Erdal, Korkmaz, Turhan, Çevik, Emrah İ. (2013). “**Spillovers Between Business Confidence and Stock Returns in Greece, Italy, Portugal and Spain**”, International Journal of Finance and Economics, Volume:18, Issue: 3, pp.205-215.
- Badaoui, Saad, Cathcart, Lara and El-Jahel, Lina (2013), “**Do sovereign credit default swaps represent a clean measure of sovereign default risk? A factor model approach**”, Journal of Banking & Finance, Volume:37, Issue: 7, pp.2392–2407.
- Bjerkseth, Øyvind Sten (2006), “**Volatility on Oslo Stock Exchange Structural Breakpoints in Volatility Using the ICSS Algorithm**”. Master Thesis Financial Economics, Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Bouri, Elie, Boyrie, Maria E. De, & Pavlova, Ivelina (2017), “**Volatility transmission from commodities markets to sovereign CDS spreads in emerging and frontier countries**”, International Review of Financial Analysis, Volume: 49, pp.155–165.
- Derindere Köseoğlu, Sinem (2013), “**The Transmission of Volatility between the CDS Spreads and Equity Returns Before, During and After the Global Financial Crisis: Evidence from Turkey**”, Proceedings of 8th Asian Business Research Conference, 1 - 2 April 2013, Bangkok, Thailand, ISBN: 978-1-922069-20-7, pp.1-14.
- Ding, Zhuanxin, Granger, Clive W. J., Engle, Robert F. (1993), “**A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model**”, Journal of Empirical Finance, Volume:1, pp.83-106.
- El Abed, Riadh, Boukadida, Sahar and Jaidane, Warda (2019), “**Financial Stress Transmission from Sovereign Credit Market to Financial Market: A Multivariate FIGARCH-DCC Approach**”, Global Business Review, Volume: 20, Issue: 5, pp. 1122–1140.
- Geweke John and Porter-Hudak, Susan (1983). “**The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models**”, Journal of Time Series Analysis, Issue: 4, pp. 221–238.
- Hafner, Christian M., and Herwartz, Helmut (2006), “**A Lagrange Multiplier Test for Causality in Variance**”, Economics Letters, Volume: 93, Issue: 1, pp. 137-141.
- Hilscher, Jens and Nosbusch, Yves (2010), “**Determinants of sovereign risk: Macroeconomic Fundamentals and the pricing of sovereign debt**”, Review of Finance, Volume:14, Issue: 2, pp.235–262.

Araştırma Makalesi

Makale Geliş – Kabul Tarihi: 10.08.2020– 30.12.2020

- Hosking, Jonathan R. M. (1980), **“The Multivariate Portmanteau Statistic”**. *Journal of American Statistical Association*. Volume: 75, No: 371, pp.602-608.
- Inclan, Carla and Tiao, George C. (1994). **“Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance”**, *Journal of the American Statistical Association*, Volume: 89, No: 427, pp. 913-923.
- Işıklı, Emre and Akın, Tuğba (2018). **“The Relationship Between Energy Prices, CDS, USD Currency and Inflation Rate in Turkey”**, *CEA Journal of Economics*, pp. 22-34.
- Kurt-Cihangir, Çiğdem (2020), **“Volatility Spillover Effects From Global And National Variables to Sovereign CDS Spreads: Evidence From Turkey”**, *Vizyoner Dergisi*, Cilt:11, Sayı:26, ss. 45-61.
- Lee, Junsoo and Strazicich, Mark C. (2003), **“Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”**, *The Review of Economics and Statistics*, Volume: 85, Issue: 4, pp.1082-1089.
- Lee, Junsoo, Strazicich, Mark C., Meng, Ming (2012), **“Two-step LM Unit Root Tests with Trend-Breaks”**, *Journal of Statistical and Econometric Methods*, Issue:1, pp.81-107.
- Lee, Janghee (2017), **“An Empirical Study on Spillover Effects between CDS and FX at Korean Market”**, *World Journal of Research and Review (WJRR)*, Volume: 4, Issue: 5, pp: 15-20.
- Li, Jing and Lee, Junsoo (2015), **“Improved Autoregressive Forecast in the Presence of Non-Normal Errors Journal of Statistical Computation and Simulation”**, *Journal of Statistical Computation and Simulation*, Volume: 85, Issue: 14, pp. 2936-2952.
- McLeod, A. Lan. and Wai Keung Li (1983), **“Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-residuals Autocorrelations”**, *Journal of Time Series Analysis*, Volume: 4, No: 4, pp.269-273.
- Mateev, Miroslav (2019), **“Volatility Relation Between Credit Default Swap and Stock Market: New Empirical Tests”**, *Journal of Economics and Finance*, Volume: 43, pp.681-712.
- Meng, Ming, Im, Kyung So, Lee, Junsoo and Tieslau, A. Margie (2014), **“More Powerful LM Unit Root Tests with Non-Normal Errors”**, *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (Ed: R.C Sickles and W.C. Horrace), Springer, New York, Heidelberg Dordrecht London, pp. 343-357, DOI 10.1007/978-1-4899-8008-3.
- Newey, Whitney K., West, Kenneth D. (1994). **“Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation.”** *The Review of Economic Studies*, Volume: 61, Issue: 4, pp. 631-653.
- Ngene, G. M., Hassan, M. K. Alam, N. (2014), **“Price Discovery Process in the Emerging Sovereign CDS and Equity Markets”**, *Emerging Markets Review*, Issue: 21, pp. 117-132.
- Nwogugu Michael, I.C. (2018), **“A Critique of Credit Default Swaps (CDS) Indices. In: Indices, Index Funds And ETFs”**, London: Palgrave Macmillan,
- Park, Jinwoo, Shiroshita, Kengo and Sun, Naili (2019), **“Lead Lag Relationship between the CDS and Stock Market and Informed Trading: Evidence from the Japanese CDS Market”**, *Journal of East Asian Studies*, Volume: 17, Issue: 3, pp. 41-59.

- Sanso, Andreu, Arragó, Vicent and Carrion-Silvestre, Josep Lluís (2004), **“Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series”**, Revista de Economía Financiera, Volume: 4, pp.32-53.
- Schmidt and Phillips (1992), **“LM Test for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends”**, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Volume: 54, Issue: 3, pp. 257-287.
- Sun, Xiaolei, Wang, Jun, Yao, Yanzhen, Li, Jingyu and Li, Jiangping (2020), **“Spillovers among sovereign CDS, stock and commodity markets: A correlation network perspective”**, International Review of Financial Analysis, Volume: 68, pp.1-17.
- Sunder Ram Korivi and Akhlaque Ahmad (2012), **“Uses and Abuses of Credit Default Swaps – a Critique”**. Insurance Markets and Companies, Volume: 3, Issue: 1, pp. 15-25.
- Tse, Yiu Kuen (1998), **“The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rate”**, Journal of Applied Econometrics, Volume: 13, pp.49-55.
- Tse, Yiu Kuen and Tsui, Albert K. C. (2002). **“A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations”**, Journal of Business Economics Statistic, Volume: 20, pp.351-362.
- Tsay, R. S. (2002), **“Analysis of Financial Time Series”**, New Jersey: Wiley Publication.
- Vardar, Gulin; Coskun, Yener; Yelkenci, Tezer (2018). **“Shock Transmission and Volatility Spillover in Stock and Commodity Markets: Evidence from Advanced and Emerging Markets”** Eurasian Economic Review, pp. 1-58.
- Yavaş, Burhan F. Ve Rezayat, Fahimeh (2016). **“Country ETF Returns and Volatility Spillovers in Emerging Stock Markets, Europe and USA”**. International Journal of Emerging Markets, Volume:11, Issue:3, pp.419-437.
- Yang, Z., ve Zhou, Y. (2017), **“Quantitative Easing and Volatility Spillovers Across Countries and Asset Classes”**, Management Science, Volume: 63, Issue: 2, pp. 333–354.