

TÜRKİYE CUMHURİYETİ MERKEZ BANKASI (TCMB) FAİZ KORİDORU STRATEJİSİNİN HİSSE SENEDİ PİYASASI VE DÖVİZ KURU ÜZERİNE ETKİSİNİN ANALİZ EDİLMESİ

Serdar KUZU¹

İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler MYO, Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Programı

Öz

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) 2011 yılından sonra uygulamaya koyduğu faiz koridoru stratejisinden önce geleneksel sistemde, Merkez bankası işlemlerinde tek bir para politika faizi üzerinden sağlamaktaydı. 2011 yılında sonra MB piyasalarda yaşanan volatilité hareketleri ve sağlıksız fiyat hareketlerine karşı yeni bir uygulama yoluna gitmiştir. Bilindiği üzere Yatırım araçları, enflasyon ve faiz oranları, kur değişimlerinin yanı sıra, ülkedeki siyasi, sosyal yapıdaki değişimlerden farklı oranlarda etkilenmektedirler. Çalışmada 2011- 10/04/2017 dönemine ait Borsa İstanbul 100 Endeksi, BISTX BANK Endeksi, Döviz Kuru ve TCMB borç alma ve borç verme faiz koridoru üzerinden hesaplanan Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetine ait veriler kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Elde edilen bulgulara göre, TCMB borç verme ve borçlanma faiz oranlarına ilişkin Ağırlıklı Ortalama Mali Maliyet kararlarının BIST100 endeksi, BISTX BANK endeksi ile doğrudan döviz kuru ile dolaylı olarak etkili olduğu sonucu ortaya çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Faiz Oranı Politikası, Döviz Kuru

Jel Kodları: E58, E43, G12

TURKEY CUMHURİYET CENTRAL BANK(CBRT) INTEREST RATE CORRIDOR SHARES OF STRATEGY AND MARKET ANALYSIS OF THE CURRENCY RATE EFFECT

Abstract

Before the interest rate corridor strategy that was put into effect after 2011, The Central Bank of Turkey (CBRT) provided a single monetary policy interest rate in the traditional system, Central Bank transactions. In 2011, he went on to pursue a new practice against volatile movements and unhealthy price movements in MB markets. As is known, investment instruments, inflation and interest rates are affected by exchange rates, as well as by changes in the political and social structure of the country.

In the study, data belonging to Central Bank Weighted Average Funding Cost calculated on Stock Exchange İstanbul 100 Index, BISTX BANK Index, Exchange Rate and CBT borrowing and lending interest rate corridor for the period of 2011/10/04/2017 were used. According to the findings of the study, it is concluded that the weighted average financial cost decisions related to CBT Central Bank (CBT) lending and borrowing interest rates are indirectly influenced directly by the BIST100 index and BISTX BANK index.

Keywords: The Central Bank of Turkey(CBRT), Interest Rate Policy, Exchange Rate

Jel Codes: E58, E43, G12

GİRİŞ

Para politikalarıyla ekonomiye yön verme hususunda merkez bankasının belirlediği kısa vadeli faiz oranları ile piyasa parametreleri ilişkisi büyük önem arz etmektedir. Geçmişten Günümüze kadar dönemlerde yaşanan finansal krizler sonrasında gelişmekte olan ülkelerin piyasaları global para politikalarına karşı daha kırılğan hale gelmiştir. Sermaye akımlarında ve risk iştahında yaşanan

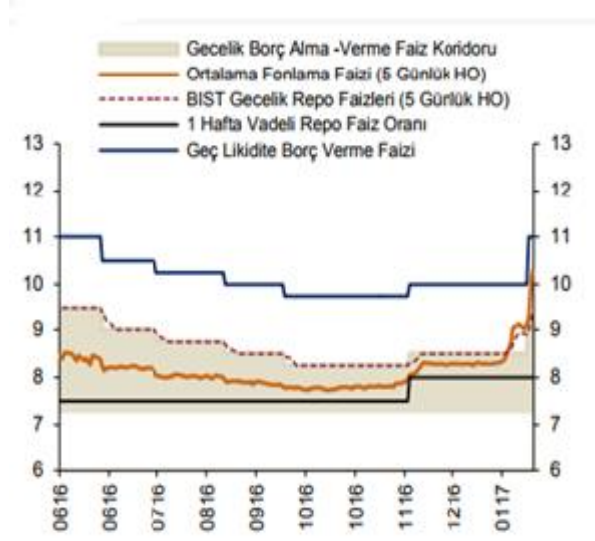
¹ İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler MYO, Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Programı, serdar.kuzu@istanbul.edu.tr

değişimlerin etkin bir şekilde piyasalara yansıdığı için, belirsizliği arttırarak ülkelerin makroekonomik istikrarı sekteye uğratabilmektedir. Yaşanan bu süreç içerisinde beklenmedik durumlarda sağlıklı bir tepki verilmesini sağlayacak bir aracın gereksinimini ortaya koymuştur. Merkez bankalarının uyguladıkları ya da sözlü yönlendirmeler ile yapmaya çalıştıkları önlemler finansal göstergeler üzerinde etkisini gösterebilmektedir. İşte bu noktada Ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti (AOFM) Merkez Bankası'nın mevcut piyasada arz ve talebe göre oluşan faizlere yön vermek ve bu yolla çeşitli parametreleri denetlemek için kullandığı araçtır. Özellikle Türkiye gibi piyasanın lokomotif görevinin bankalar tarafından sağlandığı ülkelerde bu durum önemli rol oynayabilmektedir. TCMB'nin Ağırlıklı Ortalama Fonlama Faizi, Merkez Bankasının farklı vadelerdeki faiz enstrümanlarını bir arada kullanması dolayısıyla efektif fonlama faizi TCMB'nin piyasayı fonladığı farklı faizlerin ağırlıklı bir ortalaması olarak hesaplanan faizdir. Bu faiz piyasaya sağlanan fonlamanın ortalama maliyetine ilişkin önemli bir gösterge niteliği taşımaktadır. Çünkü merkez bankasının piyasayı fonlarken gösterge faizi olarak bu faiz oranını göz önüne almaktadır. Merkez Bankası bankaları politika faizi ya da Gecelik fonlama yapmak üzere iki şekilde fonlamaktadır. Bir Haftalık vadeli repo (politika faizi) ihalesinde Merkez Bankası, borç almak isteyen bankaların ellerindeki menkul değerleri (tahvilleri) bir haftalığına ödünç almakta ve karşılığında onlara ihalede elde etkileri miktar karşılığında belirli bir yüzdede borç para verilmektedir. Bu durum sınırsız bir şekilde olmayıp piyasanın likidite ihtiyacı ve düzenleyici kuruluşun belirlediği seviyede gerçekleşmektedir. Sonuç olarak AOFM Merkez Bankasının, gecelik borç verme faizi ile haftalık repo faizinin (politika faizi) fonlama miktarlarına göre ağırlıklı ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Gecelik fonlama faizi Merkez Bankasının gecelik olarak borç almak ya da borç vermek isteyen bankalara yönelik uyguladığı faiz türüdür. Gecelik fonlama faizi ile birlikte Merkez Bankası piyasalarda oluşan kısa vadeli faiz oranlarını, döviz kurlarını etkileyebilmektedir. Merkez Bankasının ilan ettiği borç alma faiz oranı 'taban' işlevi görürken, borç verme faiz oranı ise 'tavan' işlevi görmektedir. Burada yapılmak istenen durum bankaların her gün açık vermeden hesaplarını kapatması gereğidir. Burada borçlanma sadece tek taraflı olmayıp, bankaların ellerinde likidite fazlalığı oluşması halinde limitsiz olarak TCMB borçlanma faiz oranından Merkez Bankasına TL borç verebilmektedirler.

Merkez Bankası aslında piyasaları görünürde pek olmayan fakat asıl faiz olarak nitelendirilen Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti ile piyasayı fonlamaktadır. Bu faizin görünmez ya da asıl faiz olarak görülmesinin nedeni AOFM nin bankaları fonlamada uygulanan bir çeşit ağırlıklı ortalama faiz görevi görmesidir. Buradan hareketle bu çalışmada TCMB'nin piyasaya vermiş olduğu likidite çerçevesinde oluşan faiz oranının yani ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin BİST100, BİSTXBANK, TL/USD üzerinde merkez bankasının likidite yönetiminin etkisinin analizi amaçlanmaktadır. Grafik 1 06/2016-01/2017 yılları arasında TCMB Faizleri ve BIST Bankalar arası Gecelik Repo faizi arasındaki ilişki ve Grafik 2 ise aynı dönemlere ait TCMB Fonlama durumu ortaya koyulmuştur.

Grafik 1: TCMB Faizleri ve BIST

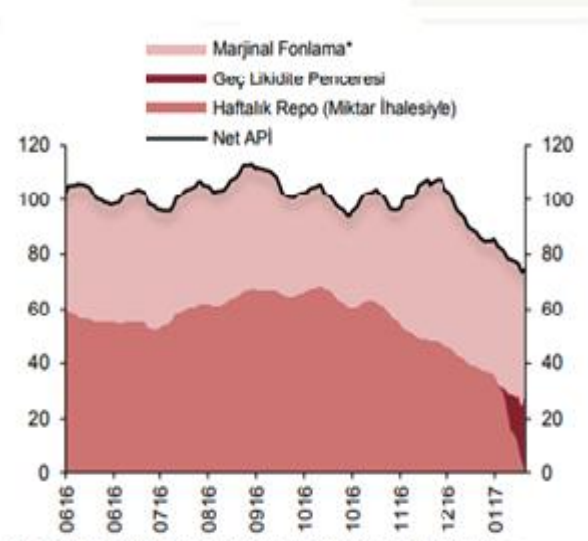
Bankalar arası Gecelik Repo Faizi(Yüzde)



Kaynak: BIST, TCMB.

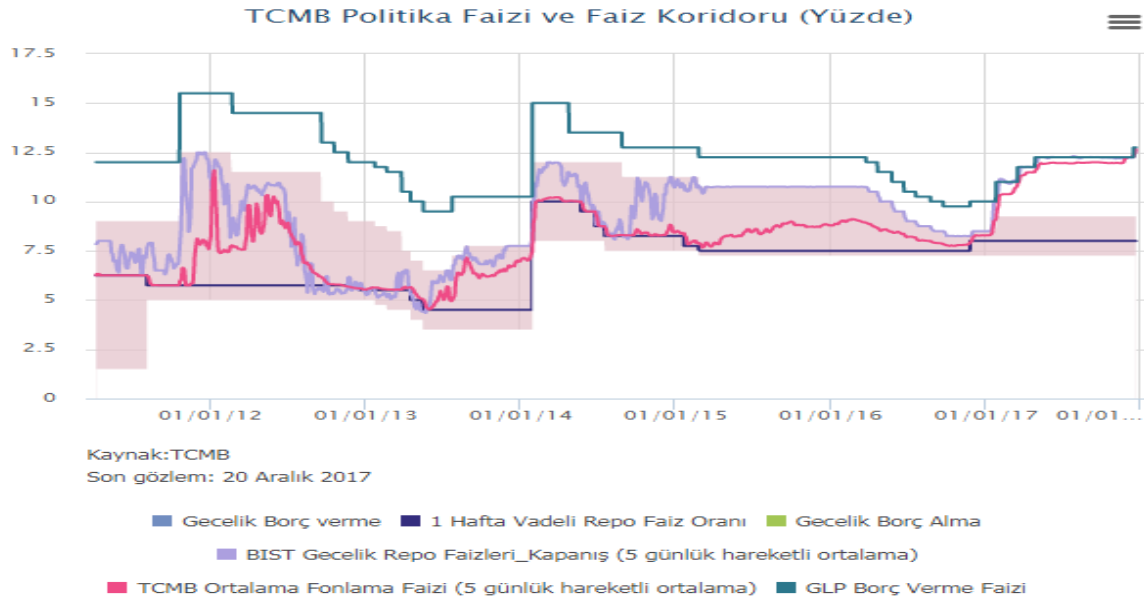
Grafik 2: TCMB Fonlaması

(2 Haftalık ortalama Milyar TL)



*Marjinal Fonlama, gecelik vadede faiz koridorunun üst bandından sağlanan fonlamadır.
Kaynak: TCMB.

Grafik 3: TCMB Politik Faizi ve Faiz Koridoru

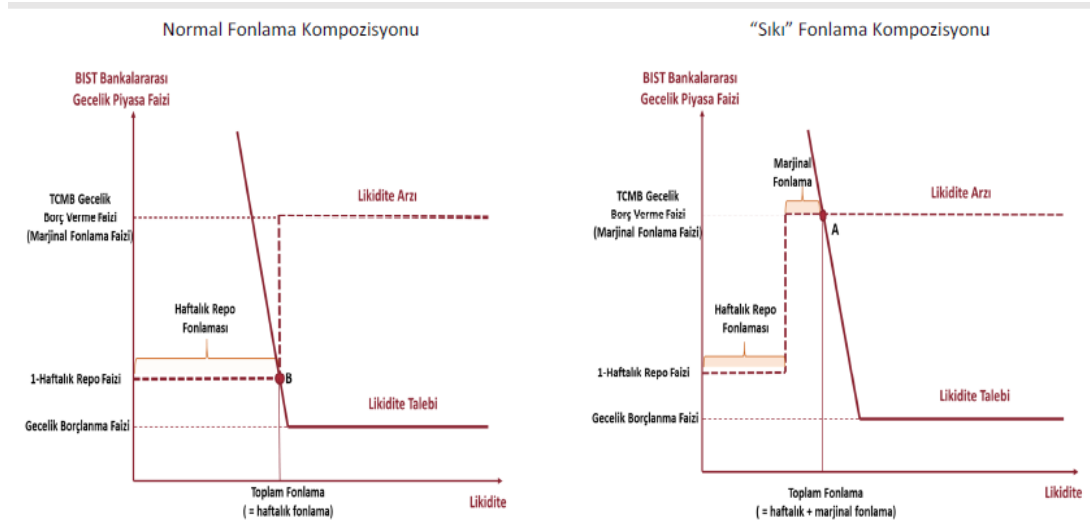


Grafik 3'te, TCMB'nin gerçekleştirdiği işlemlerde uyguladığı faiz koridoru stratejisinde taban kısmı TCMB Borçlanma Oranı, tavan kısmı ise TCMB Borç Verme Oranı oluşturmaktadır. TCMB bankaları Bir hafta vadeli repo işlemlerine uygulanan faiz (Politika Faizi) ile fonlamaktadır. Bu fonlama miktarı TCMB piyasayı istediği yönlendirmeyi sahip olmak için farklı miktarlarda yapılmaktadır. Bir diğer ifadeyle, likidite operasyonları aracılığıyla kısa vadeli piyasa faizinin koridor içinde arzu edilen

seviyelerde oluşması sağlanabilmektedir (Kara, 2012, s. 8). Buna ilaveten Gecelik işlemlerde uygulanan faizde (gecelik faiz, fonlama faizi) ise TCMB'nin, hesaplarını kapatabilmek için gecelik olarak borç almak ya da ellerinde kalan paraları gecelik olarak borç vermek isteyen bankaları bu faiz oranı üzerinden fonlamaktadır.

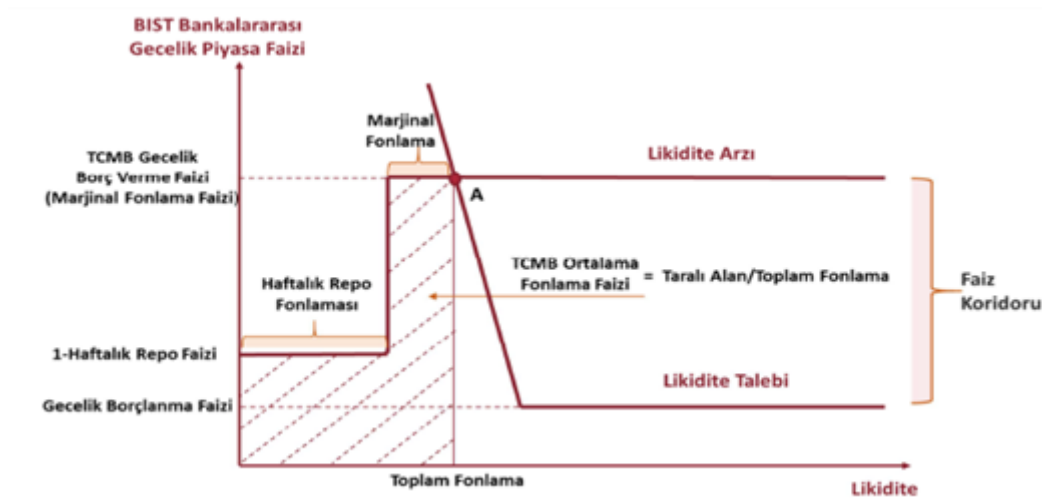
TCMB dönem dönem fonlama miktarını değiştirebildiğini görmekteyiz. Grafik 4'te görülebileceği üzere TCMB politika faiz üzerinde yaptığı fonlamayı kısma yönünde bir aksiyon aldığında, bankalar fonlama ihtiyaçlarını politika faizinden daha maliyetli marjinal fonlama maliyetinden temin etmek zorunda kalacaklardır. Bu noktada denge faizlerin yükselme eğilimine girdikleri görülecektir.

Grafik 4: TCMB Fonlama Kompozisyonu ve Para Politikası Duruşu



Kaynak: (Binici, Kara, & Özlü, 2016, s. 10)

Grafik 5: TCMB Operasyonel Çerçevesi: Kısa Vadeli Faizlerin Belirlenmesi



Kaynak: (Binici, Kara, & Özlü, 2016, s. 8)

Grafik 5'i incelediğimizde piyasa faizlerinin yükseliş trendine girmesiyle birlikte fon talebindeki azalış eğimi negatif hale getirecektir. Fakat MB borçlanma maliyetinin altında bir faiz oranı sunduğunda buna gelebilecek talepte sınırsız olacağı için, talep eğrisi sonrasında yatay hale gelecektir.

Literatür taraması

Campbell ve Ammer (1991), 1952-1987 dönemini kapsayan ve log-doğrusal varlık fiyatlama ve VAR modelini uyguladıkları çalışmalarında; hisse senetlerinin sermaye kazançlarının, enflasyonun, faiz oranlarının gelecekte beklenen değerlerin hisse senedi piyasasında ilişki derecesi ortaya konmaya çalışılmıştır. Çalışmaya sonucunda; uzun vadeli finansal varlıkların enflasyonun gelecekteki beklenen değerinden etkilendiği ancak reel faiz oranlarının uzun vadeli finansal varlıklar üzerinde etkileri sınırlı kaldığı sonucunu gözlemlemişlerdir. (Campbell & Ammer, 1991)

Ehrmann vd (2005), 1989-2004 yılları arasında yaptıkları çalışmada ABD'de tahvil getirileri ve hisse senedi piyasalarının kısa vadeli faiz oranlarından daha fazla etkilendiğini gözlemlemişlerdir. (Ehrmann, Fratzscher, & Rigobon, 2005)

Kholodilin vd (2009), yaptıkları çalışmada, Faiz oranlarında yaşanan beklenmedik bir artışın hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etki yarattığı sonucuna ulaşmışlardır. (Kholodilin, Montagnoli, Napolitano, & Siliverstovs, 2009)

Gilmore vd (2009) Amerika da altın fiyatları, altın şirketlerinin borsa fiyatları ve fiyat endeksi arasında ilişkiyi ortaya koydukları çalışma yapmışlardır. Çalışma sonucunda ilgili parametrelerin birbirleriyle yüksek bir ilişki olduğu sonucuna varmışlardır. (Gilmore, McManus, Sharma, & Tezel, 2009)

Mishra vd (2009) Hindistan'da altın fiyatları ve borsa fiyatları arasında ilişkiyi ortaya koydukları çalışma yapmışlardır. Çalışma sonucunda ilgili parametrelerin birbirleriyle herhangi ilişki olmadığı olduğu sonucuna varmışlardır. (Mishra, Das, & Mishra, 2010)

Kasman, Vardar ve Tunç (2011) yaptıkları çalışmada EKK ve GARCH tahmin yöntemlerini kullanarak faiz oranı ve döviz kurunun Türkiye'deki bankaların hisse getirileri üzerine etkilerini incelemeye çalışmışlardır. Çalışma sonucunda faiz oranı ve döviz kurundaki değişimlerin hisse senetleri üzerinde olumsuz etki yarattığı gözlemlenmiştir. (Kasman, Vardar, & Tunç, 2011)

Vural (2013) ABD, İngiltere, Çin, Japonya ve AMB'nin 2009-2012 yılları arasında geleneksel olmayan para politikalarını incelemiş olup, çalışma sonucunda bu politikaların kriz sonrasında uygulanmaya başladığı için bu politikaların etkinliğinin ortaya koyulmasında yeterli verilerin sağlanamadığı ve hangi durumda hangi politikanın uygulanacağı konusunda belirsizler mevcut olduğunu ifade etmiştir. (VURAL, 2017)

Martínez vd (2015), 1993-2010 dönemlerini kapsayan ve dalgacıklar yöntemi kullanarak İspanya'da faiz oranları ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi incelemek için ortaya koydukları çalışmalarında İspanya hisse senedi piyasalarının faiz oranlarına duyarlı olmadığı, bu duyarlılık seviyesinin sektörden sektöre farklılık gösterdiğini ortaya koymuşlardır. (PabloMoya-Martínez, RomanFerrer-Lapeña, & Escribano-Sotos, 2015)

Veri Seti ve Ampirik Bulgular

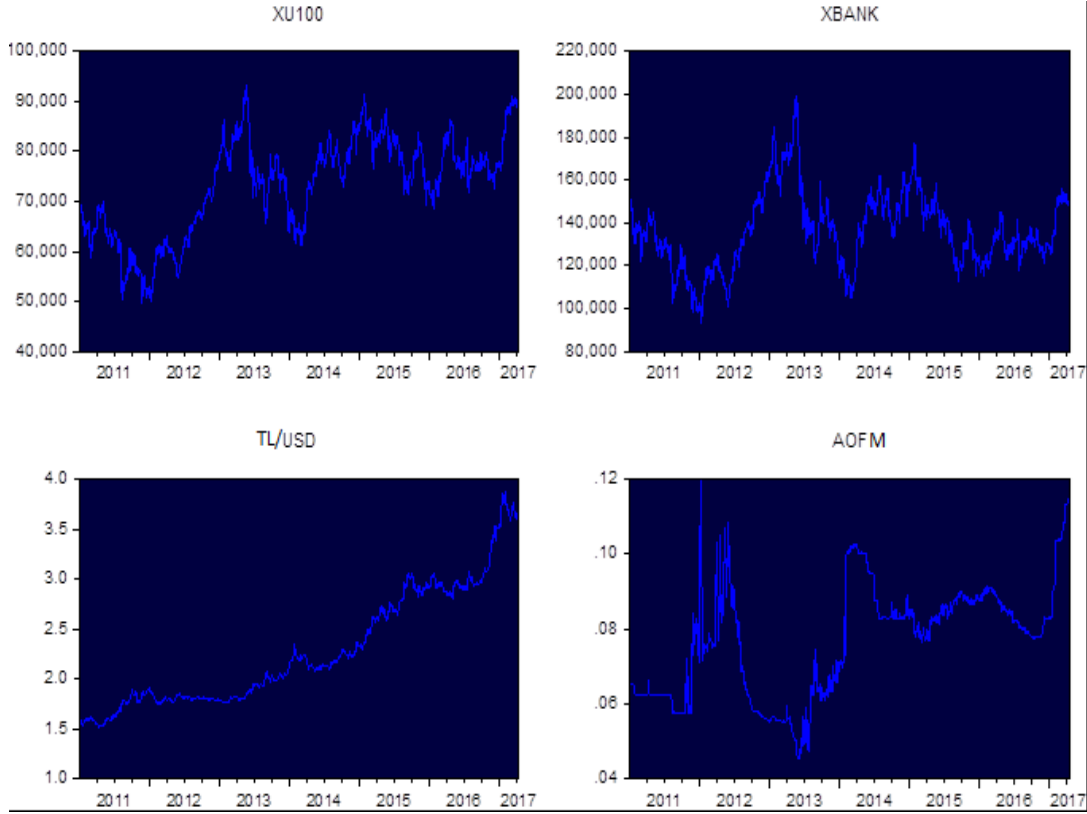
Çalışmada 03/01/2011- 10/04/2017 dönemine ait Borsa İstanbul 100 Endeksi, BISTX BANK Endeksi, TL/Dolar Kuru ve Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetine ait iş günü günlük veriler 4580 gözlem kullanılmıştır. Ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti (AOFM) Merkez Bankası'nın piyasada oluşan faizlere yön vermek ve bu yolla piyasayı etkileyecek çeşitli parametreleri denetlemek için kullandığı araçtır. Özellikle Türkiye gibi piyasanın lokomotif görevinin bankalar tarafından sağlandığı ülkelerde bu durum önemli rol oynayabilmektedir. Bundan yola çıkarak BISTX BANK endeksi de modele dahil edilmiştir.

Söz konusu veriler TCMB-EVDS'den ve Borsa İstanbul veri tabanından elde edilmiştir. Model hesaplama öncesinde öncelikle MGARCH model durağan zaman serilerine ihtiyaç duyduğu için dataların logaritmik ilk farkları hesaplanmıştır. İkinci aşamada Parametrelerin durağanlık gösterip göstermediğini Augmented Dickey Fuller Testi(ADF) kullanılmış olup, ayrıca bazı parametreler durağanlaştırılmıştır. Öncelikle ham dataların durağan olup olmadıklarına bakıldıktan sonra parametrelerin LN leri alınarak durağanlık sağlanmıştır. Dickey Fuller Testi sonucunda dataların durağanlığı sağlanmış olduğunu ortaya çıkarmıştır. Üçüncü aşamada GARCH yani dinamik şartlı korelasyon olup olmadığı konusuna bakılmıştır. Bizim kullandığımız modelde beklentimiz dinamik olması yönünde olduğu için Varyansın günlük olarak değiştiği bir modelde sabit varyans yani constant conditional correlation (CCC) kullanamayız. Burada varyans değişimin zaman nasıl yayıldığı hakkında bizlere onu takip etme fırsatı sunmaktadır. GARCH model durağan zaman serilerine ihtiyaç duyduğu için dataların logaritmik ilk farkları aşağıdaki formülden yola çıkarak hesaplanmıştır

$$r_t = \log y_t - \log y_{t-1}$$

Çalışmada 03/01/2011- 10/04/2017 dönemine ait Borsa İstanbul 100 Endeksi, BISTX BANK Endeksi, TL/Dolar Kuru ve Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetine ait günlük verilerin yıllar itibariyle gösterdikleri eğilim Grafik 6'da Gösterilmiştir.

Grafik 6: BIST100, BISTXBANK Endeksi, TL/Dolar Kuru ve Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetine Ait Günlük Verilerin Yıllar İtibariyle Gösterdikleri Eğilim



Kaynak: TCMB, EVDS

Grafikler incelendiğinde değişkenleri yıllar itibariyle gösterdikleri eğilim gösterilmiştir. Grafikler incelendiğinde, düzenli olmayan iniş-çıkışlar görülmektedir. Bu nedenle, serinin durağan olmayan bir yapı göstermediği söylenebilir. Çeşitli parametrelerde oynaklıklar birbirini izlerken bazı dönemlerde AOFM bu doğrusal oynaklıktan farklı bir durum ortaya koyduğu görülmektedir. Bilindiği üzere Volatilite yoğunlaşması finansal zaman serilerinin en önemli özelliklerinden birisidir. Bu durumun en kayda değer sonucu ise varyansın zamana göre değişkenlik göstermesidir.

Günümüzde Dinamik koşullu korelasyon (DCC) yöntemi çoğu güncel çalışmalarda başarılı sonuçlar verdiği gözlenmektedir. Dinamik koşullu korelasyon yönteminin büyük kovaryans matrisleri üzerindeki performans analizi ilk olarak Engle ve Sheppard (2001) tarafından yapılmıştır. (Engle & Sheppard, 2001)

Çalışmalarda Zaman serilerinin durağan olması hususunda kastedilen durum, zaman içinde varyansın ve ortalamasının sabit olması ve değişkenlerin logaritmik fonksiyonun gecikmeli dönem ile mevcut dönem arasında kovaryansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamana bağlı olmamasıdır. (Gujarati, 1995)

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

$$\text{Varyans} = \text{var}(Y_t - \mu) = \delta^2$$

$$\text{Kovaryans} = \gamma_k = E((Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu))$$

Dickey-Fuller testi, gözlenen serilerde birim kökün varlığının (serinin durağan olmadığı) olup olmadığına belirlenmesinde kullanılan bir testtir. yapılan amprik çalışmalarda serinin birim kök taşıyıp taşımadığının saptanması için DF (Dickey-Fuller) testinin yapılması bir zorunluluk haline gelmiştir.

$$\text{Model: } Y_t = pY_{t-1} + u_t$$

$$y_t - y_{t-1} = (p-1)y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$$

Burada u_t = stokastik hata terimini ifade etmektedir. $H_0 : p=1$, $H_1 : p < 1$ ($p-1 = 0$ veya $\gamma = 0$) durumunda y_t serisi bir birim kök içermektedir. Ancak $|p| < 1$ durumunda seri durağan olur. Burada Dickey Fuller'da “ T ” (tau) istatistiği kullanılmaktadır. Hesaplanan “ T ” değerinin mutlak değeri Dickey-Fuller veya McKinnon Dickey-Fuller kritik değerlerinin mutlak değerini aşıyorsa, zaman serisinin durağan olduğu hipotezini reddedemeyiz. ‘ $H_0 : p=1$ ’ reddedilirse zaman serisi durağandır

Parametrelerin durağanlık gösterip göstermediğini Dickey Fuller Testi kullanılmış olup, ayrıca bazı parametreler durağanlaştırılmıştır. Öncelikle ham dataların durağan olup olmadıklarına bakıldıktan sonra parametrelerin LN leri alınarak durağanlık sağlanmıştır. Dikey Fuller Testi sonucunda dataların durağanlığı sağlanmış olduğunu ortaya çıkarmıştır. Dickey fuller testi AOFM ile BİST100 ve USD/TL parametreleri ilgili hipotezler ve işlemin birim kökü olup olmadığını ortaya koymak için Yapılan istatistiki sonuçlar ışığında;

Birim kökün varlığının sınanması için kullanılan iki hipotez kullanılmaktadır. Bunlar;

$$H_1: \gamma < 0 \text{ (} p < 1 \text{) (seride birim kök yoktur.) (seri durağandır.)}$$

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ (} p = 1 \text{) (seride birim kök vardır.) (seri durağan değildir.)}$$

LNAOFM

H0: İşlemin birim kökü var

H1: İşlemin birim kökü yok

AOFM test istatistiki -18,5965 olup aşağıda yer alan kritik değerler ile değerlendirildiğinde;

$$\%1: -3,4335$$

$$\%2: -2,8628$$

$$\%3: -2,5675$$

LNBIŞT 100

H0: İşlemin birim kökü var

H1: İşlemin birim kökü yok

LNBIŞT100 test istatistikisi -49,9004 olup aşağıda yer alan kritik değerler ile değerlendirildiğinde;

%1:-3,4330

%2:-2,8626

%3:-2,5673

LNUSD/TR test istatistikisi -45,50715 olup aşağıda yer alan kritik değerler ile değerlendirildiğinde

LN USD/TR

H0: İşlemin birim kökü var

H1: İşlemin birim kökü yok

LNXBANK test istatistikisi -50,4498 olup aşağıda yer alan kritik değerler ile değerlendirildiğinde

LN XBANK

H0: İşlemin birim kökü var

H1: İşlemin birim kökü yok

Elde edilen ADF birim kök testi sonuçlarına göre LNBIŞT100, LNOFM, LNXBANK ve LNUSD değişkenlerinin sabitli trendli modele ait test istatistikleri %1 önem düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğu için söz konusu değişkenlerin zayıf durağan oldukları görülmüştür.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikler

	TR/USD	LNTR/USD	LNAOFM	XBANK	LNXBANK	BİŞT100	LNBIŞT100
R2	0,461	0,475	0,468	0,5265	0,5268	0,5213	0,522
Düzeltilmiş R2	0,461443	0,4753	0,470916	0,52632	0,5266	0,5211	0,5213
Prob.mean	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
Augmented dickey fuller test (the test statistic-ADF)	-44,2569	-45,50715	-18,5965	-50,4198	-50,4498	-49,9004	-49,9004
Kritik Değerler	%1:- 3,4330 %2:- 2,8626	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5673	%1:- 3,4335 %2:- 2,8628	%1:- 3,4330 %2:- 2,8626	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5674	%1:- 3,4330 %2:- 2,8626	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5673

	%3:- 2,5674		%3:- 2,5675	%3:- 2,5673		%3:- 2,5673	
Regresyon Standart Hatası	0,014	0,0055	0,0015	2233,739	0,0163	871	0,012
Hata Kareler Top	0,4503	0,0701	0,0043	1,14E	0,6141	1,73E	0,3319
Log likelihood	6515,335	8642,17	9732,56	-20889,29	6160,59	-	18734,49
F-İstatistiği	1958,673	2070,901	212,056	2542,152	0,0000	2490,054	2508,03
Prob(F-İst)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Ortalama Bağımlı VAR	1,14E	1,36E	-4,96	2,935	1,88e	0,9305	9,39E
S.D.Bağımlı VAR	0,0191	0,0076	0,002	3245,56	0,0238	1258,7	0,0174
Aveike Bilgi Ölçütü	-5,6934	-7,552	-10,155	18,261	-5,368	16,378	-5,998
Schwarz Ölçütü	-5,6884	-7,547	-10,129	18,266	-5,378	16,383	-5,993
Hannan-Quinn Ölçütü	-5,6916	-7,550	-10,145	18,263	-5,381	16,379	-5,996
Durbin-Watson Stat	1,9954	1,997	2,053	1,991	1,991	1,992	1,993

DCC (Dynamic Conditional Correlation; Dinamik Koşullu Korelasyon) GARCH, iki değişken arasında zamana göre değişen dinamik koşullu korelasyon katsayılarının elde edilmesine olanak sağlayan bir yöntemdir. DCC modelinin tahmini iki aşamalı olup, ilk aşamada yapılması gereken, denklemde ki her bir değişken için volatilité yapısı tahmin edilerek standartlandırılmış hata terimlerinin belirlenmesi , ikinci aşamada ise, standartlandırılmış hata terimlerinin kullanılarak zamana göre değişen dinamik korelasyon ortaya konmaktadır. Engle ve Sheppard (2001) tarafından ortaya konan DCC yönteminde, dinamik koşullu korelasyonu, aşağıdaki denklemde ifade etmiştir.

$$Q_t = \bar{R} + \sum_{j=1}^p \alpha_j (\varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j} - \bar{R}) + \sum_{j=1}^p \beta_j (Q_{t-j} - \bar{R}) \quad (1)$$

DCC (1,1) modeli bir çok veri seti için yeterli olmaktadır. Bu noktadan yola çıkarak dinamik koşullu korelasyon yöntemi için logartimik fonksiyonları aşağıdaki gibi göstermek mümkündür.

$$L = -\frac{1}{2} \sum_t (\log(2\pi) + \log|H_t| + r_t' H_t^{-1} r_t) \quad (2)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_t (\log(2\pi) + 2\log|D_t| + r_t' D_t^2 r_t - r_t' D_t^2 r_t + \log|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t)$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

Parametre artıklarının otokorelasyon içerip içermedikleri dinamik koşullu korelasyon ile incelenmiş ve hata terimlerinin otokorelasyon içermediğini ifade eden boş hipotez bütün parametreler için için red edilmiştir.

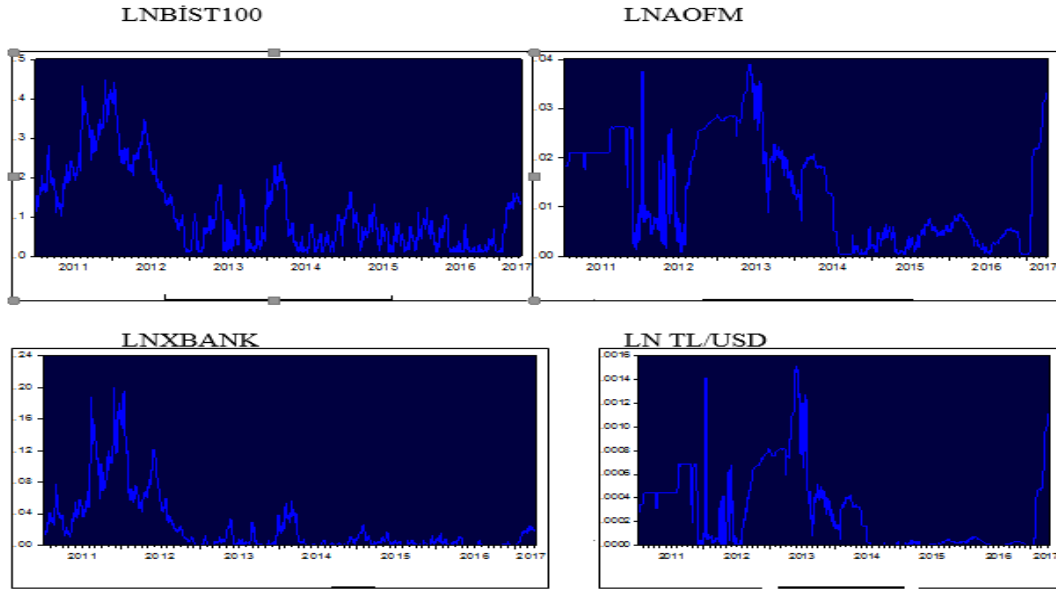
Çalışmanın bu aşamasında, parametrelerin değişen varyans sorunu içerip içermediği DCC testi aracılığıyla sınanmıştır. Test sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Parametrelerin tamamı için hata terimlerinin sabit varyanslı olduğunu savunan boş hipotez her iki test tarafından da reddedilmiştir. Bu noktadan hareketle, çalışmada istenen zaman serisi modellerinin tamamında güçlü bir otokorelasyon ve değişen varyans yapısının bulunması, yaptığımız çalışmanın GARCH tipi modellemeye elverişli olduklarına işaret etmektedir.

Tablo 2: Değişen Varyans Test Sonuçları

	LNUSD	LNAOFM	LNBIŞ100	LNİBANK
F-İstatistiği	2070,9	212,056	2508,9	2545,185
Gözlem-R2	0,4753	0,4709	0,5213	0,5263
Olasılık	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001

Model istatistiki tahmin sonuçlarının AOFM,İBANK ile BİŞ100 ve TR/USD için ortalama etkisinin geçerli olduğunu göstermiştir. Bilindiği üzere, finansal çerçevede AOFM ile BİŞ 100 ve TR/USD parametrelerinin ilişki olduğu temeline dayanmaktadır.

Serilerin daha sağlıklı bir şekilde ifade edilebilmesi için serilerin logaritmik (Yt/Yt-1) fonksiyonları alınmaktadır. Pt herhangi bir t dönemindeki parametre değeri olsun. Yt diğer parametre serisi, Yt=ln (Yt/Yt-1) olarak ifade edilebilir. Grafik 7’de incelendiğinde volatilitte hareketlerinin genellikle uyumlu olduğu görülmektedir. Bu süreçte seriler oluşturulduktan sonra yapılması gereken durum koşulsuz varyans değerlerinin ortaya konmasıdır.

Grafik 7: LNBİST100, LNXBANK, LNTR/USD ve LNDAOFM Grafikleri**Tablo 3:** BIST 100 Endeksi GARCH M Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken	: BIST100			
Metot	: EKK			
Ortalama Denklemi; $R = c + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	Z İstatistiği	Prob
C	11,2594	0,000342	32937,69	0,0001
Varyans Denklemi; $\sigma^2 = c + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$				
C	8,77e	1,73e	5,065	0,0000
α_1	0,9714	0,032	29,479	0,0000
α_2	0,0031	0,032	0,966	0,0339
R2	-0,2402			
Düzeltilmiş R2	-0,2402			
Regresyon Standart Hatası	0,154	Ortalama Bağımlı VAR		11191
Hata Kareler Top	54,296	S.D.Bağımlı VAR		0,1382
Log likelihood	2767,445	Aveike Bilgi Ölçütü		-2,4134
F-İstatistiği	2508,03	Schwarz Ölçütü		-2,4034
Prob(F-İst)	0,00000	Hannan-Quinn Ölçütü		-2,4098

Tablo 4: AOFM GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken	AOFM			
Metot	: EKK			
Ortalama Denklemi; $R = C + \delta\sigma^2 + \beta_1R_{t-1} + \beta_2R_{t-2} + \beta_3\epsilon_{t-1} + \beta_4\epsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Prob
C	0,0827	3,46E	-18,596	0
Varyans Denklemi; $\sigma^2 = c + \alpha_1\epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\sigma_{t-1}^2$				
C	8,76e	4,18e	2,095	0,0362
α_1	0,6445	0,0612	10,527	0,0000
α_2	0,4017	0,0589	6,813	0,0000
R2	-0,1511			
Düzeltilmiş R2	-0,1511			
Regresyon Standart Hatası	0,0162	Ortalama Bağımlı VAR		0,0768
Hata Kareler Top	0,0606	S.D.Bağımlı VAR		0,0151
Log likelihood	7869,003	Aveike Bilgi Ölçütü		-6,868
F-İstatistiği	212,05	Schwarz Ölçütü		-6,858
Prob(F-İst)	0,00000	Hannan-Quinn Ölçütü		-6,8653

Yukardaki tablolarda sonuçlar incelendiğinde regresyon katsayılarının %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı oldukları gözlemlenmiştir. Ayrıca denklemin tamamının mantıklı olup olmadığını ortaya koyan F değerinin yeterince yüksek olduğu görülmektedir. Yapılan tahminde herhangi bir tutarsızlık görülmediği ortaya çıkmıştır. Ayrıca tabloda yer alan verilere bakıldığında GARCH M modelinin ortalama denkleminde yer alan δ parametresinin pozitif ve anlamlı olması AOFM pozitif yönde değişimin koşullu varyans değerinde bir artışa yol açarak BIST 100 üzerinde de aynı yönde etki göstereceği göstermektedir.

Tablo 5: GARCH Modeli Q İstatistiği Tahmin Sonuçları

<u>Hata Terimlerinin Q İstatistiği</u>					
<u>Oto korelasyon</u>		AC	PAC	Q-Statistic	Prob
	1	0,995	0,995	2272,4	0,0000
	5	0,943	0,013	108,32	0,0001
	10	0,856	0,000	19968	0,0000
	15	0,788	0,009	260,72	0,0000

Tablo 5 incelediğimizde Hata terimlerinin kareleri arasında güçlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmektedir. Bunun yanında AC değerlerinde bir azalma gözlemlenmiştir. Q istatistiği 0.000 düzeyinde yeterlidir, hata terimlerinin kareleri arasında güçlü bir korelasyon ilişkisi vardır Elde edilen tahmin sonuçlarının tutarlılığına yönelik tanı istatistiklere göz atıldığında otokorelasyonun olup olmadığını gösteren Q istatistikleri ile değişen varyansın olup olmadığını gösteren F istatistiğine ait olasılık değerleri %5 önem düzeyinde anlamsız çıkmıştır. Bu sonuç modellerin otokorelasyon ve değişen varyans taşıması dolayısıyla model sonuçlarının yorumlanabilmesi için gereklilik koşullarını yerine getirdikleri anlamına gelmektedir.

Çalışma sonucunda yapılan istatistiki değerlendirmede AOFM ile BIST100 ve BISTX BANK endeksleri ile anlamlı pozitif ilişkinin varlığı sonucu ortaya çıkmıştır. TL/USD kuru modelde exogenous (dışsal) veri olarak ele alınmış olup BIST 100 etkilemeyen ama indirect etkisi olduğu gözlemlenmiştir.

SONUÇ

AOFM, BIST100, BISTX BANK ile TL/USD arasındaki ilişkinin açıklanabilmesi için bu değişkenlerin aynı srei trendi üzerinde hareket etmesi bir diğer ifadeyle uzun dönemde birlikte hareket etmeleri gerekmektedir. Son dönemde ülkemizde ve dünyada yaşanan gelişmeler ışığında TCMB yaptığı fonlama dışında, TCMB dışı fon kaynaklarının maliyetlerinin görece olarak yüksek seyretmesi, bankaların para piyasalarındaki efektif finansman maliyetleri ile TCMB'nin ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin BIST100 ve TL/USD arasındaki ilişki derecesini daha da önemli hale getirmektedir. Bu çalışmanın ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti ile BIST100, BISTX BANK ve TL/USD ilişki derecesinin ortaya konmasıyla yeni maliyet serileri oluşumunun para ve likidite politikalarının piyasa faizlerine aktarımının daha iyi anlaşılması açısından faydalı olacağı düşünülmektedir.

Bu çalışmada DKK, DCC GARCH ve ML GARCH yöntemleri kullanılmış olup yukarıda belirtilen ilişkilerle ilgili sonuçlar ortaya konmuştur. Bu amaçla Merkez Bankası'nın ağırlıklı ortalama fonlama maliyetlerinden BİST100, BISTXBANK endekslerine ve TR/USD doğru nasıl bir ilişkinin olduğu ya da olup olmadığı test edilmiştir.

Elde edilen bulgulara göre TCMB'nin ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin değişkenliğinin Borsa İstanbul ve BISTXBANK endeksleriyle direkt olarak, TR/USD ile dolaylı etkisi çalışmada kullanılan istatistiki modellerin yaklaşımlarına göre bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Buna göre ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin değişkenliğinin hisse senetleri piyasası ve TL/USD üzerinde bir oynaklık yayılımının olduğu gözlemleri ışığında, TCMB'nin piyasayı fonlaması sonucunda oluşan faiz oranlarındaki değişiklikler sonucunda hesaplanan ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin, hisse senetleri piyasasında ve TL/USD da aynı yönde bir ilişki dağılımı ortaya çıkmıştır.

Bu sonuç bizlere ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin ile hisse senedi piyasası arasında bir ayrışmanın olmadığı yönünde bir bulgu sağlamaktadır. Bu noktadan yola çıkarak hisse senedi piyasasına yatırım yapmayı düşünen bireysel yada kurumsal yatırımcıların TCMB'nin AOFM göstergesine dayalı yatırım kararları üzerinde etkisinin olduğunu söyleyebiliriz.

KAYNAKÇA

- Allen, F., & Gale, D. (2004). Competition and Systemic Stability. *Econ Papers*, 453-80.
- Binici, M., Kara, H., & Özlü, P. (2016). *Faiz Koridoru ve Banka Faizleri: Parasal Aktarım Mekanizmasına Dair Bazı Bulgular*. Ankara: TCMB.
- Campbell, J. Y., & Ammer, J. (1991). What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. *NBER WORKING PAPER SERIES*, 1-40.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Rigobon, R. (2005). Stocks, Bonds, Money Markets and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission. *NBER WORKING PAPER SERIES*, 1-40.
- Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH*, 1-43.
- Gilmore, C. G., McManus, G. M., Sharma, R., & Tezel, A. (2009). The Dynamics of Gold Prices, Gold Mining Stock Prices and Stock Market Prices Comovements. *Research in Applied Economics*, 1-19.
- Gujarati, D. N. (1995). *Basic Econometrics*. USA: MCGraw-Hill,İnc.,.
- Kara, A. H. (2012). *Küresel Kriz Sonrası Para Politikası*. Ankara: TCMB Çalışma Tebliği.
- Kasman, S., Vardar, G., & Tunç, G. (2011). The impact of interest rate and exchange rate volatility on banks' stock returns and volatility: Evidence from Turkey. *Elsevier*, 1328–1334.

- Kholodilin, K., Montagnoli, A., Napolitano, O., & Siliverstovs, B. (2009). Assessing the impact of the ECB's monetary policy on the stock markets: A sectoral view. *Science Direct*, 211-213.
- Mishra, P. K., Das, J. R., & Mishra, S. K. (2010). Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India . *American Journal of Scientific Research*, 47-55.
- PabloMoya-Martínez, RomanFerrer-Lapeña, & Escribano-Sotos, F. (2015). Interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet analysis. *BRQ Business Research Quarterly*, 95-100.
- VURAL, U. (2017, ARALIK 22). *GELENEKSEL OLMAYAN PARA POLİTİKALARININ YÜKSELİŞİ*.
<http://www.tcmb.gov.tr>: <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/b5c5e45f-7cf1-47e2-966d-4b4e6d7d60a7/umutvural.pdf?MOD=AJPERES> adresinden alındı