Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetinin BIST100, BISTXBANK ve Döviz Kuru Üzerine Etkisinin Analiz Edilmesi

Analysis of the Effect of Weighted Average Cost of the CBRT Funding on BIST100 Index, BISTXBANK Index and Exchange Rate

Asst. Prof. Dr. Serdar Kuzu (Istanbul University, Turkey)
Ph.D. Candidate H. Muhammet Kekeç (Istanbul University , Turkey)

Abstract

This study is found to find out how Weighted Average Funding Cost, which is new policy tool implemented by The Central Bank of Turkey (CBRT) in 2011, weighted average funding cost -aiming at removing the ambiguities seen in the financial variables and minimizing the effect of capital movements on these variables is reviewed.

In this study, the effects of the interest rate policy of the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) on BIST100 index, BISTXBANK index and exchange rate are tested by Augmented Dickey Fuller Test (ADF), ML-GARCH and DCC GARCH models based on ENGLE, R.F. and SHEPPARD, K. (2001).

According to the findings obtained, it is concluded that the decisions of the Weighted Average Funding Cost related to Central Bank of the Republic of Turkey (CBTR) lending and borrowing interest rates are direct effective on BIST100 index, BISTXBANK index but indirect with Exchange rate.

1 Giriş

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 kırılgan hale gelmiştir. Sermaye akımlarında ve risk iştahında yaşanan değişimlerin etkin bir şekilde piyasalara yansıdığı için, belirsizliği artırarak ülkelerin makroekonomik istikrarı sektöre 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 piyasada oluşan faizlere yön vermek ve bu yolla enflasyonu 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. Merkez Bankası bankalara ya Haftalık repo ihalesi yaparak ya da Gecelik fonlama yapmak üzere iki şekilde borç vermektedir. Bir Haftalık vadeli repo 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. Bir hafta vadeli repo ihalesi miktar ihalesi yöntemi ile piyasanın likidite ihtiyacına göre yapılmakta ve Likidite ihtiyacının bir bölümünü karşılayan bir hafta vadeli repo ihaleleri aracılığıyla gecelik faizin, faiz koridoru içinde ve Para Politikası Kurulu tarafından belirlenen düzeylerde gerçekleşmesi sağlanmaktadır. Bir haftalık vadeli repo ihalesi sonunda bankalar Merkez Bankasından ödünç aldıkları parayı faiziyle birlikte iade edip menkul değerlerini geri alıyorlar.

Gecelik fonlamada bir başka değişle Gecelik işlemlerde uygulanan faizde bankalar Merkez Bankasından belirli bir yüzde faizle bir geceliğine ödünç para alıp bunu ertesi gün faiziyle birlikte iade etmektedirler. Gecelik fonlama faizi TCMB'nin, gecelik olarak borç almak ya da gecelik olarak borç vermek isteyen bankalara uyguladığı faiz türüdür. Merkez Bankasının ilan ettiği borç alma faiz oranı 'taban' işlevi görürken, borç verme faiz oranı ise 'tavan' işlevi görmektedir. Bu ikisi arasında oluşan aralığa da 'faiz koridoru' adı verilmektedir. Gecelik faiz oranları söz konusu tavan ve taban oranlar arasında yani bir diğer ifadeyle faiz koridoru içinde gerçekleşmektedir. 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 Bankasının birde görünmez ama asıl faizi olarak nitelendirilen Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti vardır. Bu faizin görünmez ya da asıl faiz olarak görülmesinin nedeni AOFM nin bankaları fonlamada uygulanan bir çeşit 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. Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti, Merkez Bankasının, gecelik borç verme faizi ile haftalık repo faizinin (politika faizi) ağırlıklı ortalaması alınarak hesaplanmaktadır.

2 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.

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.

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

Gilmore vd (2009) Amrekida 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.

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.

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.

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.

3 Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Çalışmada 03/01/2011- 10/04/2017 dönemine ait Borsa İstanbul 100 Endeksi, BİSTXBANK Endeksi, TL/Dolar Kuru ve Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetine ait günlük veriler (4580 gözlem) kullanılmıştır. Çalışmada düşünülen enflasyon oranı ve Tahvil faizleri günlük olarak elde olanağı yer olmadığından kapsam dışında bırakılmıştır. Ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti (AOFM) Merkez Bankası’nın piyasada oluşan faizlere yön vermek ve bu yolla enflasyonu denetlemek için kullandığı araçtır. Özellikle Türkiye gibi piyasanın lokomotifi görevinin bankalar tarafından sağlandığı ülkelerde bu durum önemli rol oynayabilmektedir. Bundan yola çıkarak BİSTXBANK 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 DCC 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. MGARCH 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, BİSTXBANK Endeksi, TL/Dolar Kuru ve Merkez Bankası Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyetine ait günlük verilerin yıllar itibarıyla gösterdikleri eğilim Grafik 1’de Gösterilmiştir.

Grafik 1: 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 içerdiği 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) yönteminin oldukça güncel ampirik çalışmalarda başarıyla kullanılmaya devam edildiği görülmektedir. Dinamik koşullu korelasyon yönteminin büyük kovaryans matrisleri üzerindeki performans analizi ilk olarak Engle ve Sheppard (2001) tarafından yapılmıştır.

Zaman serilerinin durağan olması olarak ifade edilen şey, zaman içinde varyansın ve ortalamasının sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin kovaryansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamana bağlı olmamasıdır. (Gujarati,1995)

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

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

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

Dickey-Fuller testi, gözlenen serilerde birim kökün varlığının (serinin durağan olmadığı) olup olmadığının belirlenmesinde kullanılan bir testtir. Uygulamalarda serinin birim kök taşıyıp taşımadığının saptanması için mutlak suretle DF (Dickey-Fuller) testinin yapılması şart niteliğinde bulunmaktadır. Dickey-Fuller'in ortaya koyduğu üç denklem türü bulunmaktadır ; (Şimşek ve Halaç, 2003;6).

$$\text{Sabitless trendsiz Dickey-Fuller denklemi : } \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t$$

$$\text{Sabitli trendsiz Dickey-Fuller denklemi : } \Delta Y_t = a + \gamma Y_{t-1} + u_t$$

$$\text{Sabitli trendli Dickey-Fuller denklemi: } \Delta Y_t = a + bt + \gamma Y_{t-1} + u_t$$

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. 'Ho: $p=1$ ' 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;

H1: $\gamma < 0$ ($p < 1$) (seride birim kök yoktur.) (seri durağandır.)

H0 : $\gamma = 0$ ($p = 1$) (seride birim kök vardır.) (seri durağan değildir.)

Dickey-Fuller testinde ' $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$ ' regresyonunda yer alan γ parametresinin sahip olduğu 't' değerinin, Dickey Fuller Teste hazırlanan " T" istatistik tablo değeri ile karşılaştırılarak, önceden hazırlanan Ho ve H1 hipotezlerine göre birim kökün varlığı tespit edilmektedir.

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

LNBİST 100

H0: İşlemin birim kökü var

H1: İşlemin birim kökü yok

LNBİST100 test istatistiki -49,9004 olup aşağıda yer alan kritik değerler ile değerlendirildiğinde;

%1:-3,4330

%2:-2,8626

%3:-2,5673

LNUSD/TR test istatistiki -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 istatistiki -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 LNBİST100, 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.

	TR/USD	LNTR/USD	LNAOFM	XBANK	LNXBANK	BIST100	LNBI100
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 %3:-2,5674	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5673	%1:-3,4335 %2:-2,8628 %3:-2,5675	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5673	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5674	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %3:-2,5673	%1:-3,4330 %2:-2,8626 %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	-1873,49
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
Aveke 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

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları ve Tanımlayıcı İstatistikler

Dinamik koşullu korelasyon (DCC) ise Engle (2002) tarafından geliştirilen zaman değişkenliği içeren bir yöntemdir. Bu yöntemde ilk yapılması gereken portföydeki tüm finansal varlıklar için tek tek oynaklık tahmin edildikten sonra standartlaştırılmış hata terimlerinin oluşturulmasıdır. Bunun için, parametreyi şartlı standart sapmaya bölmek yeterli olacaktır. Bu işlem yapıldıktan sonra standartlaştırılmış hata terimleri arasındaki korelasyon az sayıdaki parametre örnekleri kullanılarak tahmin edilir. Engle ve Sheppard (2001) dinamik koşullu korelasyonu, DCC (p,q), 1 No'lu denklemdeki şekilde ifade etmiştir.

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

DCC (1,1) modeli bir çok veri seti için yeterli olmaktadır. Bu noktadan yola çıkarak koşullu dinamik korelasyon yöntemi için log olabilirlik fonksiyonu 2 No'lu denklemle gösterilmektedir.

$$L = -\frac{1}{2} \sum_i (\log(2\pi) + \log|H_i| + r_i' H_i^{-1} r_i) \quad (2)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_i (\log(2\pi) + 2 \log|D_i| + r_i' D_i^{-2} r_i - r_i' D_i^{-2} r_i + \log|R_i| + \varepsilon_i' R_i^{-1} \varepsilon_i)$$

$$H_i = D_i R_i D_i$$

Denklemden, R_t zamana göre değişen korelasyon matrisini, D_t ise tek değişkenli GARCH modellerinde i 'inci diyagonal için $k \times k$ diyagonal matrisin zamana göre değişen standart sapmasını ifade etmektedir. Parametre artıklarının otokorelasyon içerip içermedikleri dinamik koşullu korelasyon ile incelenmiş ve artıkların otokorelasyon içermediğini ifade eden boş hipotez bütün parametreler 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 artıkların sabit varyanslı olduğunu savunan boş hipotez her iki test tarafından da red edilmiştir. Bu bağlamda, ilgilenilen zaman serisi modellerinin tamamında güçlü bir otokorelasyon ve değişen varyans yapısının bulunması, döviz kuru getiri serilerinin GARCH tipi modellemeye elverişli olduklarına işaret etmektedir.

	LNUSD	LNAOFM	LNBİST100	LNXBANK
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

Tablo 2: Değişen Varyans Test Sonuçları

Model istatistiki tahmin sonuçlarının AOFM, XBANK ile BİST100 ve TR/USD için ortalama etkisinin geçerli olduğunu göstermiştir. Bilindiği üzere, finansal çerçevede AOFM ile BİST 100 ve TR/USD parametrelerinin ilişki olduğu temeline dayanmaktadır. GARCH-ML modellerinde koşullu standart sapma ya da varyans ortalama denkleminde açıklayıcı bir değişken olarak dahil edilmektedir.

Serilerin daha sağlıklı bir şekilde ifade edilebilmesi için serilerin doğal logaritması alınmaktadır. P_t herhangi bir t dönemindeki parametre değeri olsun. R_t diğer parametre serisi, $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ olarak ifade edilebilir. Grafik 2’de incelendiğinde volatilité hareketlerinin genellikle uyumlu olduğu görülmektedir. Seriler oluşturulduktan sonra yapılması gereken durum uygun ARMA süreci ile koşulsuz varyans değerlerinin belirlenmesidir.

Grafik 2: LNBİST100, LNKBANK, LNTR/USD ve LNDAOFM Grafikleri

	: 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 3: BIST 100 Endeksi GARCH M Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken	AOFM			
Metot	: EKK			
Ortalama Denklemi; $R = C + \delta \sigma^2 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Prob
C	0,0827	3,46E	-18,596	0
Varyans Denklemi; $\sigma^2 = c + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$				
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

Tablo 4: AOFM GARCH M Modeli Tahmin Sonuçları

Tahmin sonuçları incelendiğinde tahminci regresyon katsayılarının %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı oldukları gözlemlenmiştir. Ayrıca F değerinin yeterince yüksek olduğu görülmektedir. Yapılan tahminde herhangi bir tutarsızlık görülmediği ortaya çıkmıştır. Tahmin sonuçları incelendiğinde GARCH M modelinin ortalama denkleminde yer alan δ parametresinin pozitif ve istatistiki bakımdan anlamlı olması AOFM pozitif yönde değişimin koşullu varyans değerinde bir artışa yol açarak BIST 100 üzerinde de aynı yönde etki göstereceği göstermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde ortalama denkleminde yer alan koşullu varyans parametre tahmincisinin (δ) pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda AOFM ile doğrudan doğruya ortalama denkleminde dolayısıyla BIST100 üzerinde bir etki yarattığı ifade edilebilir.

Hata Terimlerinin Q İstatistiği				
Oto korelasyon	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: GARCH Modeli Q İstatistiği Tahmin Sonuçları

Hata terimlerinin kareleri arasında daha güçlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmekle birlikte AC değerleri azalma göstermektedir. 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.

4 Sonuç

AOFM, BIST100, BISTX BANK ile TL/USD arasındaki ilişkini açıklanabilmesi için bu değişkenlerin eş-bütünleşik olması yani uzun dönemde birlikte hareket ediyor olmaları gerekmektedir. Son dönemde ülkemizde ve dünyada yaşanan gelişmeler ışığında 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 BIST100, BISTX BANK 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 BISTX BANK endeksleriyle direkt olarak, TR/USD ile indirect 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 ya da kurumsal yatırımcıların TCMB'nin AOFM göstergesine dayalı yatırım kararları üzerinde etkisinin olduğunu söyleyebiliriz.

Kaynakça

- Ehrmann, M., M. Fratzscher ve R. Rigobon. 2005. "Stocks, bonds, money markets and exchange rates: Measuring international financial transmission." NBER working paper no.11166.
- ENGLE, R.F. ve SHEPPARD, K. (2001) "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH", University of California at San Diego, Economics Working Paper Series, 2001-15, Department of Economics, UC San Diego.
- Gilmore, C.G., McManus M.G., Sharma, R. and Tezel, A.(2009) The dynamics of gold prices, gold mining stock prices and stock market prices comovements, Research in Applied Economics, 1(1), 1-19
- GUJARATI, Damodar N., Basic Econometrics, third edit, MC-Graw-Hill, Inc., USA, 1995. ss.712-713.
- 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." Economic Modelling, 28, 1328-1334.
- Kholodilin, K., A. Montagnoli, O. Napolitano ve B. Siliverstovs. 2009. "Assessing the impact of the ECB's monetary policy on the stock markets: A sectoral view." Economics Letters 105, 211-213.
- Martínez, M.P., Lapena, F.R., ve Sotos, E.F. 2015. "Interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet analysis." BRQ Business Research Quarterly (2015) 18, 95-110
- Mishra, P.K., Das, J.R. and Mishra, S.K. (2010) Gold price volatility and stock market returns in India, American Journal of Scientific Research, Issue 9, 49-55