

# TCMB Para Politikası Kararlarındaki Değişimlerin Ve TCMB, FED Ve ECB Sözlü Yönlendirmelerin BIST 100 Oynaklığı Üzerindeki Etkisinin Analizi (2002-2014)

Şaban Çelik\* - Deniz ERER - Elif ERER - Tuna Can GÜLEÇ

Makale Gönderim Tarihi: 28.10.2014

Makale Kabul Tarihi: 16.12.2014

## ÖZ

Çalışmanın amacı, 02.01.2002-17.02.2014 dönemi için TCMB politika faiz oranlarındaki değişimin ve 18.12.2009-17.02.2014 dönemi için TCMB, FED ve ECB sözlü yönlendirmelerinin BIST 100 seanslarının oynaklığı üzerindeki etkisini incelemektir. Bu amaçla 1. seanstaki değişim, 2. seanstaki değişim ve günlük değişim serileri oluşturulmuş ve analiz kriz öncesi ve sonrası dönem ile kriz dönemi için incelenmiştir. Çalışma sonucunda politika faiz oranındaki artışın seans oynaklığını azalttığı, sözlü yönlendirmelerin ise 1. ve 2. seans oynaklığını arttırırken, günlük değişim oynaklığını azalttığı görülmüştür.

**Anahtar Kelimeler:** Borsa, oynaklık, politika faiz oranı, sözlü yönlendirme

## THE ANALYSIS OF THE EFFECTS OF THE CHANGES IN MONETARY POLICY IMPLEMENT BY TCMB AND FORWARD GUIDENCE OF TCMB, FED AND ECB

\* Yrd. Doç. Dr., Yaşar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, Üniversite Caddesi, No:37-39, Bornova, İzmir. E-posta Adresi: saban.celik@yasar.edu.tr

## ABSTRACT

The purpose of the study is to examine the impact of changes in policy rates of TCMB within the period of 02.01.2002-17.02.2014 and forward guidance of TCMB, FED and ECB within the period of 18.12.2009-17.02.2014 on the volatility of BIST100 sessions. For this purpose, series of changes in 1. session, changes in 2. session and changes in whole day were used. Analysis is carried out separately within different time frame such as before, during and after global financial crises and whole period. Results indicate that an increase of change in policy rates diminish the volatility of sessions and forward guidance increases the volatility in 1. session and 2. session but decreases the volatility in whole day.

**Keywords:** *Stock exchange, volatility, policy interest rate, forward guidance*

## 1. GİRİŞ

Politika yapıcılar ve piyasa katılımcıları, yıllardır borsa oynaklığı ile yakından ilgilenmektedirler. Politika yapıcıları, borsa oynaklığının reel aktivite üzerindeki yayılma etkisi ile ilgilenirken, piyasa katılımcıları varlık fiyatları üzerindeki etkisini dikkate almaktadırlar. Borsa oynaklığının belirleyicilerinden biri de merkez bankalarının uygulamış oldukları politikalardır. Para politikası kararları kısa dönem faiz oranlarını değiştirerek nakit akımların gelecekte beklenen değerinin bugüne iskonto edilmiş değerini etkilemekte ve böylece hisse fiyatlarında artış veya azalışa neden olmaktadır Daha yüksek hisse fiyatları ve daha yüksek getiriler daha düşük borsa oynaklığına neden olacaktır. Bu durum kaldıraç etkisi olarak ifade edilmektedir. Bu etki borsa getirileri ve oynaklık arasındaki asimetrik ilişkiyi göstermektedir (Zare ve diğerleri, 2013).

TCMB'nin politika faizinde yaptığı değişiklikler, ekonomik birimlerin ülke ekonomisinin geleceğine yönelik beklentilerinin şekillenmesinde önemli rol oynamaktadır. Bu durum, yatırımcıların kararları üzerinde etkili olmaktadır. Politika faizindeki artış yönlü bir karar, hem kısa dönem hem de firmaların ve hane halklarının kararını etkileyen uzun dönem faiz oranının artmasına neden ol-

maktadır (Aklan ve Nargeleçekenler, 2012; Kasapoğlu, 2007). Bu ise, firma karlarının gelecekteki yönü ile ilgili beklentilerin, enflasyonun, şirket bilançolarının, finansal yapılarının ve borçlanmalarının, kredilerin değişmesine neden olarak hisse senedi getirilerini etkilemektedir. Kısa dönemde faiz oranların artması, tahvil ve bono gibi finansal araçlara yönelik talebi, diğer bir ifadeyle hisse senedi tutmanın alternatif maliyetinin artmakta ve hisse senedi getirilerinin azalmasına neden olmaktadır (Akay ve Nargeleçekenler, 2009; Şahin, 2011).

Para politikası ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik ve teorik çalışmalar, kısa dönemde daraltıcı para politikası şoklarının, diğer bir ifadeyle politika faiz oranlarındaki artışın hisse senedi fiyatları üzerinde negatif bir ilişki olduğunu, bununla birlikte, hisse senedi piyasası oynaklığının yüksek olduğu durumlarda, hisse senedi getirilerinin para politikası şoklarına daha güçlü bir tepki verdiğini göstermektedir (Akay ve Nargeleçekenler, 2009; Laeven ve Tong, 2010; Şahin, 2011).

Literatürde merkez bankalarının uyguladıkları para politikaları ve haber bildirimleri ile borsa oynaklığı arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Robert ve Victor (1993), Lobo (2000), Bomfim (2003), Kashefi (2008), Hussain (2011) ile Zare, Azali ve Habibullah (2013) para politikası kararlarının ve haber etkilerinin borsa oynaklığı üzerindeki etkilerini otoregresif koşullu değişen varyans modellerinden yararlanarak incelemiştir. Buna göre, Bomfirm (2003), pozitif şokların negatif şoklara göre oynaklık üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olduğunu; Kashefi (2008), faiz oranlarındaki azalışın borsa endeks değerini ve borsa getirisini arttırdığını; Zare, Azali ve Habibullah (2013), daraltıcı para politikasının (faiz oranlarındaki artışın) ayı piyasasında, boğa piyasasına göre borsa oynaklığı üzerinde daha güçlü uzun dönemli bir etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Bununla birlikte, Lobo (2000), faiz değişim kararlarının borsaya yeni bilgi ilettiğini, faiz bildirimleri değişimlerinden önce riskten kaçınmanın arttığını ve negatif haberler (faiz oranlarındaki artış) sonrasında aşırı tepkinin gösterildiğine ilişkin zayıf bir kanıt bulmuştur.

Bununla birlikte, literatürde farklı yöntemleri kullanan çalışmalar da bulunmaktadır. Angeloni and Ehrmann (2003) panel veri yönetimini kullanarak Avrupa Birliği ülkeleri için para politikası şoklarının borsa üzerindeki etkisini ele almışlardır. Rigobon ve Sack (2004), para politikasındaki değişimlerin ve FOMC bildirimlerinin etkisini GMM yöntemiyle incelemişlerdir. Honda ve Kuroki (2006), orta ve uzun vadeli faiz oranlarındaki değişimin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini EKK yöntemi ile incelemişler ve beklenmeyen faiz oranındaki azalışın hisse senedi fiyatlarını arttırdığını bulmuşlardır. Grauwe (2008) merkez bankası faiz politikası kararlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini davranışsal makro ekonomik model ile incelemiştir. Duran ve diğerleri (2010), GMM ve vaka çalışması yöntemlerini uyguladıkları çalışmalarında politika faizlerindeki artışların, hisse senedi fiyatlarını düşürdüğünü, daha uzun vadeli faizlerin ise kademeli olarak azalan oranda arttırdığını bulmuşlardır. Zhang, Zhang ve Breece (2011) Markov regime switching GARCH modeli ile Çin borsasının oynaklığını araştırmışlar ve global krize tepki olarak genişletici para politikası uygulanmasının borsa oynaklığı üzerinde anlamlı bir rejim kaymasına neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Chang ve Lee (2011) ise STAR-GARCH modeli ile para politikası bildirimlerinin Tayvan Borsası'ndaki 21 endüstri için varlık fiyatları oynaklığı üzerindeki etkisini ele almışlar ve beklenmeyen şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin, düzenli toplantılara göre daha düşük olduğunu ve uygulanan para politikasının hisse senedi getirilerini anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bleich, Fendel ve Rülke (2013) iki aşamalı GMM yöntemi kullanmışlar İngiltere, Amerika, Japonya ve Avrupa Merkez Bankası'nın, faiz oranlarındaki azalış karşısında oynaklığı arttırıcı bir tepki verdiğini göstermişlerdir. Moya ve diğerleri (2013) faiz oranındaki değişimler ile İspanya borsası arasındaki ilişkiyi wavelet yöntemi ile incelemişler ve İspanya borsasının faiz oranı artışlarından negatif etkilendiğini göstermişlerdir.

Çalışmanın amacı, yapılan teorik ve ampirik çalışmalar ışığında, para politikası kararlarının ve TCMB, FED ve ECB tarafından yapılan sözlü bildirimlerin BIST 100 seans oynaklığı üzerindeki etkisini incelemektir. Çalışma, TCMB para politikası kararlarının

ve TCMB, FED ve ECB tarafından yapılan sözlü yönlendirmelerin BIST 100 seans değişimleri üzerindeki etkisini dikkate alması bakımından literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

## 2. Metodoloji

Finansal zaman serileri, genel olarak sabit ortalama ve varyansa sahip olmadıklarından dolayı, bu serilerin modellenmesinde çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemlerin başında, Engle (1982) tarafından önerilen otoregresif koşullu değişen varyans modeli (ARCH) gelmektedir. Daha sonra Bollerslev (1986) tarafından GARCH modeli ve Nelson (1991) tarafından EGARCH modeli geliştirilmiştir (Duran, Şahin, 2006).

### 2.1. GARCH Modeli

GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılmıştır. ARCH ve GARCH modellerinde anahtar kavram şartlı varyansdır. Klasik GARCH modellerinde şartlı varyans serinin geçmiş dönem değerlerinin karelerinin doğrusal bir fonksiyonudur (Zakoian, Franca, 2010).  $e_t e_t$  gerçek değerli kesikli zaman stokastik süreci ve  $\psi_t \psi_t$  t zamanındaki bilgi setini göstermektedir. GARCH(p,q) süreci aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$e_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) e_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L)e_t^2 + B(L)h_t \quad (2.1)$$

Burada,  $p \geq 0, q > 0, p \geq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q, \beta_i \geq 0, i = 1, \dots, p, \beta_i \geq 0, i = 1, \dots, p, p = 0, p = 0$  için, süreç ARCH(q) sürecine indirgenir, ve  $p = q = 0$  için  $e_t e_t$  beyaz gürültüdür (white noise). ARCH(q) modelinde şartlı varyans sadece geçmiş örnek varyanslarının doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edilirken, GARCH(p,q) süreci aynı zamanda gecikmeli şartlı varyansları da kapsamaktadır (Bollerslev, 1986: 308-309). GARCH(p,q) sürecinin varyansının pozitif olması için gerekli koşul  $\alpha(1) + \beta(1) = \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i < 1$   $\alpha(1) + \beta(1) = \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i < 1$  (Kirchgassner, Wolters, 2007).

## 2.2. EGARCH Modeli

EGARCH modeli Nelson (1991) tarafından geliştirilmiştir. Eğer  $\sigma_t^2 \sigma_t^2$  t zamanında verilen bilginin şartlı varyansı ise, pozitif olmak zorundadır.  $\sigma^2 \sigma^2$ 'nin pozitif olmasını sağlamak için kullanılan yöntemlerden biri, gecikmeli  $z_t z_t$  ve zamanın bir fonksiyonu olarak  $\ln(\sigma_t^2) \ln(\sigma_t^2)$ 'yi doğrusallaştırmaktır.

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_t + \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k g(z_{t-k}), \beta_1 \equiv 1 \quad (2.2)$$

burada  $z_t z_t$  standartlaştırılmış artıktır. EGARCH modeli borsa getirileri ve oynaklık değişimleri arasındaki asimetrik ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bunu sağlamak için,  $g(z_t)g(z_t)$ 'nin değeri  $z_t z_t$ 'nin işaretine ve büyüklüğünün bir fonksiyonu olmak zorundadır.  $g(z_t)g(z_t)$ , şartlı varyans sürecinin  $\{\sigma_t^2\}\{\sigma_t^2\}$  hisse senedi fiyatlarındaki artış ve azalışlara asimetrik tepki verilmesine izin vermektedir (Nelson, 1991). EGARCH modeli aşağıdaki gibi yazılabilir :

$$\ln(\sigma_{j,t}^2) = \omega_j + \beta_j \ln(\sigma_{j,t-1}^2) + \delta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (2.3)$$

$\alpha$  parametresi modelin simetrik, yani GARCH etkisini göstermektedir.  $\beta$  piyasada meydana gelen herhangi bir şeye bakılmaksızın şartlı oynaklıktaki sürekliliği ölçmektedir.  $\beta$  nisbi olarak büyük olduğunda, oynaklığın piyasadaki bir krizi takiben ortadan kalkması (die out) uzun zaman almaktadır.  $\delta$  parametresi asimetriyi veya kaldıraç etkisini ölçmektedir. Eğer  $\delta = 0$  ise, model simetriktir.  $\delta < 0$  olduğunda, pozitif şoklar (iyi haberler) negatif şoklardan (kötü haberler) daha az oynaklık yaratır. Eğer  $\delta > 0$  ise, pozitif değişiklikler negatif değişikliklerden daha çok istikrar bozucudur (Su, 2010).

## 2.3. TARCh Modeli

GARCH modelinin hata varyansındaki asimetriyi açıklamakta yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle, modeldeki kaldıraç etkisini belirlemek amacıyla Zakoian (1994) tarafından TARCh (Threshold ARCH) modeli geliştirilmiştir (Arduç, 2006). TARCh modeli pozitif ve negatif şoklar için farklı GARCH modelleri varsa-

yar. TARCh(1, 1) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir: (Kirchgassner, Wolters, 2007)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2.4)$$

$$d_t = \begin{cases} 1, & \text{eğer } e_t < 0 \text{ ise} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Bu modelde  $\alpha$  parametresi ARCH etkisinin,  $\beta$  parametresi GARCH etkisinin ve  $\gamma\gamma$  terimi ise kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetriğin göstergesidir (Mikosh, Kreib, Davis, Anderson, 2009). TARCh (p) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\sigma_t = \omega + \alpha_1(|e_{t-1}| + \gamma_{1e_{t-1}}) + \alpha_2(|e_{t-2}| + \gamma_{1e_{t-2}}) + \dots + \alpha_p(|e_{t-p}| + \gamma_{1e_{t-p}}) \quad (2.5)$$

burada  $\omega, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \gamma_{1e_{t-1}}, \dots, \gamma_{1e_{t-p}}$  sıfırdan büyüktür. Asimetriler tersine çevrilebilir. Şartlı varyansın gözlenen değeri t-1 zamanında beklenenden daha düşük olduğunda, pozitif hatalar negatif hatalardan daha çok oynaklığa neden olacaktır (Fornari ve Mele, 1996).

TARCh modeli, şartlı varyans yerine şartlı standart sapmanın modellendiği durumda GJR – GARCH modeline karşılık gelmektedir. Her iki modelde de threshold parametresi bilinen bir değerdir (Mikosh, Kreib, Davis, Anderson, 2009). GJR – GARCH modeli Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından ortaya çıkarılmıştır. Pozitif ve negatif beklenmeyen getiriler şartlı varyans üzerinde farklı etkilere sahiptir. Aynı zamanda, borsa getirilerinin şartlı ortalama ve şartlı varyansı arasında negatif bir ilişki vardır (Glosten, Jagannathan, Runkle, 1993).

## 2.4. APARCH Modeli

APARCH modeli Ding, Granger ve Engle(1993) tarafından ortaya atılmıştır. Bu model kalın kuyrukları, aşırı basıklığı ve kaldıraç etkilerini iyi bir şekilde tanımlamaktadır.

$$y_t = x_t \xi + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, \varepsilon_t = \sigma_t z_t, z_t \sim N(0,1), \\ k(\varepsilon_{t-j}) = |\varepsilon_{t-j}| - \gamma_j \varepsilon_{t-j} \quad (2.6)$$

Ortalama denklem ( $y_t = x_t \xi + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T$ ) 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.  $\psi_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1, y_0, x_t, x_{t-1}, \dots, x_1, x_0\}$ . 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.  $\delta$  kaldıraç etkisini gösterir (Ding, 2011)

### 3. Veri Seti ve Ampirik Sonuçlar

#### 3.1. Veri Seti

Çalışmanın amacı, 02.01.2002-17.02.2014 dönemi için TCMB para politikası kararlarının ve 18.12.2009-17.02.2014 dönemi için TCMB, FED ve ECB tarafından yapılan sözlü yönlendirmelerinin BIST 100 endeksi seanslarının oynaklığı üzerindeki etkisini incelemektir. Bu amaçla BIST 100 kapanış serisi kullanılmış ve veri seti BIST 100 internet sitesinden elde edilmiştir. Politika değişimi tarihleri ise TCMB internet sitesinden elde edilmiştir. İMKB 100 1. seanstaki yüzde değişim, 2. seanstaki yüzde değişim ve 1. seanstan 2. seansa yüzde değişim sırasıyla SP, SR ve ST değişkenleri ile ifade edilmiştir. Ayrıca, TCMB politika kararları ile ilgili değişimin ve TCMB, FED ve ECB tarafından gerçekleştirilen sözlü yönlendirmenin etkisini incelemek amacıyla sırasıyla dg ve yönlendirme ile temsil edilen kukla değişkenler oluşturulmuştur. Analiz kriz öncesi dönem, kriz dönemi ve kriz sonrası dönem olmak üzere ayrı olarak ele alınmıştır. Kriz dönemi, Sakthivel ve diğerleri (2014); Hsu, Yu ve Wen (2013); Kenani, Purnomo, Maoni (2013); Karunanayake, Valadkhani ve O'Brien (2010) ve Yükseler (2009) çalışmaları referans alınarak 2008-2009 yılları belirlenmiştir.



Tablo 1’de çalışmada kullanılan değişkenler yer almaktadır:

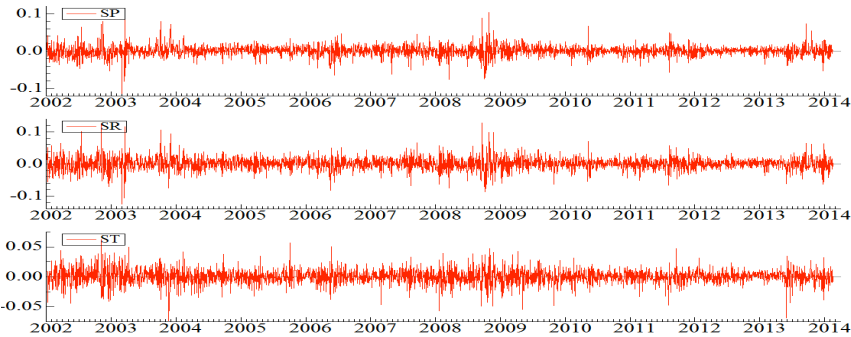
**Tablo 1:** Çalışmada Kullanılan Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

Kullanılan Değişkenler	Açıklamalar
SP	İMKB 100 endeksi kapanış 1. seans yüzde değişim
SR	İMKB 100 endeksi kapanış 2. seans yüzde değişim
ST	İMKB 100 endeksi kapanış 1. seanstan 2. seansa yüzde değişim
Dazalış	TCMB’nin azalış yönündeki politika değişim kararlarını temsil eden kukla değişken
Dartıs	TCMB’nin artış yönündeki politika değişim kararlarını temsil eden kukla değişken
Dyonlendirme	TCMB, FED ve ECB sözlü yönlendirmelerine ilişkin kukla değişken

### 3.2. Ampirik Sonuçlar

SP, SR ve ST değişkenlerine ait zaman yolu grafiklerinin yer aldığı Şekil 1’de serilerin sıfır ortalama etrafında seyrettiği, dolaşısıyla durağan oldukları görülmektedir. Ayrıca, getiri serilerinin belirli aralıklarla kümelendiği gözlenmektedir. Getiri serilerindeki bu kümeleme aynı zamanda oynaklığın da belirli aralıklarla dalgalanmasına ve kümelenmesine neden olmaktadır. Oynaklık kümelemesi denilen bu olayda büyük değişimleri büyük değişimler, küçük değişimleri küçük değişimler takip etmektedir.

**Şekil 1:** SP, SR ve ST Değişkenlerine Ait Zaman Yolu Grafikleri



Tablo 2’de SP, SR ve ST getiri serilerine ait özet istatistikler yer almaktadır. Her üç getiri serisi de sıfır ortalama etrafında dağılmaktadır. Standart sapma değerlerine bakıldığında, en yüksek oynaklığın, diğer bir ifadeyle riskin SR değişkenine ait olduğu görülmektedir. Ayrıca tüm seriler için basıklık değerleri “3” kritik değerinden oldukça yüksektir ve kalın kuyruk özelliğine sahiptir. Jarque-Bera test istatistikleri ise 0.05 önem seviyesinde “5.99” kritik değerinden oldukça yüksektir. Bu nedenle, hata terimlerinin normal dağılımlı olduğunu söyleyen sıfır hipotezi 0.05 önem seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla, getiriler normal dağılım göstermeyip, leptokurtic dağılım özelliğine sahiptir.

**Tablo 2:** SP, SR ve ST Değişkenlerine Ait Özet İstatistikler

	2002-2014			2002-2007			2008-2009			2010-2014		
	SP	SR	ST	SP	SR	ST	SP	SR	ST	SP	SR	ST
Mean	0.000413	0.000699	0.000270	0.000613	0.001203	0.000570	0.000561	0.000264	0.000313	0.000101	0.000303	0.000192
Median	0.000725	0.000981	0.000374	0.000966	0.001535	0.000322	0.000311	0.000187	8.70E-05	0.000626	0.000771	0.000651
Maximum	0.103072	0.128932	0.062583	0.101516	0.125177	0.062583	0.103072	0.128932	0.047155	0.073764	0.071384	0.047347
Minimum	-0.11313	-0.12489	-0.07367	-0.11313	-0.12489	-0.07367	-0.07513	-0.08619	-0.05654	-0.05696	-0.06565	-0.06844
Std. Dev.	0.014560	0.019786	0.012152	0.015309	0.020865	0.012693	0.017764	0.023717	0.014598	0.011472	0.015707	0.009836
Skewness	0.008874	0.106007	-0.15757	-0.08574	0.138881	0.050254	0.055936	0.228302	-0.19004	0.141052	-0.24666	-0.62842
Kurtosis	9.389288	7.029002	5.625415	9.328538	7.020066	5.192561	7.835918	6.062109	4.400808	7.611218	5.335506	7.134716
Jarque-Bera	5177.757	2064.569	886.8341	2474.928	1002.701	297.4760	481.6215	197.2913	43.36348	927.5276	247.6235	811.6077
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1.258145	2.126622	0.820811	0.908535	1.782886	0.845180	0.277173	0.130586	-0.15439	0.105695	0.315508	0.200045
Sum Sq. Dev.	0.645114	1.191334	0.449351	0.347115	0.644762	0.238608	0.155576	0.277322	0.105061	0.137141	0.257060	0.100805
Observations	3044	3044	3044	1492	1492	1492	499	499	499	1053	1053	1053

SP, SR ve ST değişkenlerinin durağanlıklarını araştırmak amacıyla Augmented- Dickey Fuller(ADF), Philips-Perron ve KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. Zaman serisi analizlerinde, durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olmaktadır. Sonuçlar Tablo 3’de yer almaktadır. Buna göre, her üç değişken için de ADF ve Philips-Perron birim kök test istatistikleri değeri 0.01 önem seviyesinde kritik değerlerden mutlak değerce daha büyük oldukları için seride birim kök olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilmektedir. KPSS test istatistiği değerlerine göre ise 0.01 önem seviyesinde serinin durağan olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla SP, SR ve ST değişkenlerinin durağan oldukları sonucuna ulaşılmaktadır.

**Tablo 3:** SP, SR ve ST Değişkenlerine Ait ADF, Phillips-Perron ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları

	SP		SR		ST	
ADF	Test istatistiği	Mac-Kinnon Kritik Değerleri	Test istatistiği	Mac-Kinnon Kritik Değerleri	Test istatistiği	Mac-Kinnon Kritik Değerleri
	-54.33669	-3.434360*** -2.863198** -2.567701*	-54.04055	-3.434360*** -2.863198** -2.567701*	-58.33262	-3.434360*** -2.863198** -2.567701*
Phillips-Perron	Test istatistiği	Kritik Değerler	Test istatistiği	Kritik Değerler	Test istatistiği	Kritik Değerler
	-54.44726	-3.434360*** -2.863198** -2.567701*	-54.04355	-3.434360*** -2.863198** -2.567701*	-58.73094	-3.434360*** -2.863198** -2.567701*
KPSS	Test istatistiği	Kritik Değerler	Test istatistiği	Kritik Değerler	Test istatistiği	Kritik Değerler
	0.156309	0.739000*** 0.463000** 0.347000*	0.105397	0.739000*** 0.463000** 0.347000*	0.238804	0.739000*** 0.463000** 0.347000*

Not: Uygun gecikme sayısı ADF birim kök testi için Schwartz bilgi kriterine, Phillips-Perron ve KPSS testleri için ise Newey- West Genişleme bandına göre belirlenmiştir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla, 0.10, 0.05 ve 0.01 için kritik değerleri göstermektedir.

Çalışma iki bölümden oluşmaktadır. Çalışmada, ilk olarak TCMB'nin 1 haftalık repo faizi (politika faizi), gecelik borç verme faizi ve gecelik likidite penceresine ilişkin azalış ve artış yönündeki kararlarının, İMKB 100 endeksi 1. Seans değişim, 2. Seans değişim ve 1. Seanstan 2. Seansa değişim serilerinin oynaklığı üzerindeki etkisi 2002-2007, 2008-2009, 2010-2014 ve 2002-2014 dönemleri için ayrı ayrı incelenmiştir. Veri setinin bu şekilde dört bölüme ayırarak incelenmesinin nedeni, küresel finansal krizin etkisini görmektir. İkinci bölümde ise, 18.12.2009-17.02.2014 için TCMB, FED ve ECB sözlü yönlendirmelerinin etkisi ele alınmıştır. Başlangıç tarihi olarak 18.12.2009 seçilmesinin nedeni, sözlü yönlendirmelerinin bu tarihten itibaren başlamasıdır.

### 3.2.1. TCMB Politika Kararlarının BIST 100 Oynaklığı Üzerindeki Etkisi

#### 3.2.1.1. 2002-2007 Dönemi

SP, SR ve ST getiri serilerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının birlikte değerlendirilmesi ve tahmin edilen parametrelerin anlamlı, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinin küçük ve olabilirlik oranının yüksek olması nedeniyle

bu üç getiri serisi için en uygun ARMA(p,q) modellerinin sırasıyla ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(1,1) olduğuna karar verilmiştir.

SP, SR ve ST değişkenlerine ait uygun ARMA (p,q) modelleri aşağıdaki gibidir:

$$\widehat{SP}_t = 0.000589 + 0.419740 \widehat{SP}_{t-1} - 0.984595 \widehat{SP}_{t-2} - 0.419999 \hat{\epsilon}_{t-1} - 0.997331 \hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.1)$$

(0.1381) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.000)

Log-likelihood: 4124.780, Akaike: -5.529905, Schwarz: -5.512098,  $\sum e_t^2$ : 0.344060

$$\widehat{SR}_t = 0.001114 + 0.417768 \widehat{SR}_{t-1} - 0.982380 \widehat{SR}_{t-2} - 0.420734 \hat{\epsilon}_{t-1} - 0.996875 \hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.2)$$

(0.1381) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 3660.807, Akaike: -4.907124, Schwarz: -4.889317,  $\sum e_t^2$ : 0.640708

$$\widehat{ST}_t = 0.000573 + 0.540418 \widehat{ST}_{t-1} - 0.637544 \hat{\epsilon}_{t-1} \quad (3.3)$$

(0.0271) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 4378.887, Akaike: -5.905381, Schwarz: -5.894649,  $\sum e_t^2$ : 0.235473

SP, SR ve ST getiri serileri için bulunan ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(1,1) modellerinde ARCH etkisinin varlığının araştırılması amacıyla ARCH – LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi Engle tarafından 1982 yılında geliştirilmiştir ve artıklarda şartlı değişen varyans olup olmadığını test etmektedir. Bu test, asimtotik olarak sıfır hipotezi altında m serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir. Bu teste ilişkin sıfır hipotezinde ARMA(p,q) modelinin hata kareleri arasında otokorelasyon olmadığı, hatalarda ARCH etkisinin olmadığı ifade edilir. 2, 4 ve 8. gecikmeler için sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir.

**Tablo 4:** ARCH-LM Test Sonuçları

	2. gecikme	4. gecikme	8. gecikme
<b>SP</b>	94.02219 (0.0000)	99.33168 (0.0000)	110.3969 (0.0000)
<b>SR</b>	73.82617 (0.0000)	78.69701 (0.0000)	89.29009 (0.0000)
<b>ST</b>	20.60799 (0.0000)	35.19022 (0.0000)	50.00576 (0.0000)

Tablo 4 incelendiğinde, p olasılıklarının 0.10 önem seviyesinden küçük olduğu, dolayısıyla hatalarda ARCH etkisinin varlığının tespit edildiği görülmektedir. Hatalarda ARCH etkisinin görülmesinden dolayı seriler otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ile analiz edilmiştir. Yapılan analiz sonucunda Akaike, Swartz bilgi kriterleri ve log-likelihood değerine göre SP, SR ve ST getiri serileri için sırasıyla TAR(1,1), APARCH(1,1) ve GARCH(1,1) modelleri en uygun modeller olarak seçilmiştir. Serilere ilişkin tahmin sonuçları aşağıda yer almaktadır:

$$\widehat{SP}_t = 0.003726D_{artis} - 0.000355D_{azalis} - 1.05029\widehat{SP}_{t-1} - 0.4469\widehat{SP}_{t-2} + 1.1212\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.4724\hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.5542)      (0.8618)      (0.0006)      (0.0170)      (0.003)      (0.0167)

$$\hat{h}_t^2 = 1.20E - 05 + 0.052176\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.104776\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.845920\hat{h}_{t-1}^2 \quad (3.4)$$

(0.0013)      (0.0014)      (0.0071)      (0.0000)

Log-likelihood: 4276.059, Akaike: -5.755815, Schwarz: -5.716468

$$\widehat{SR}_t = -0.00326D_{artis} - 0.00585D_{azalis} + 0.45406\widehat{SR}_{t-1} - 0.97061\widehat{SR}_{t-2} - 0.44673\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.96955\hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.7412)      (0.0656)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)

$$\hat{h}_t^2 = 2.37E - 06 + 0.089696(|\hat{\varepsilon}_{t-1}| + 0.151138\hat{\varepsilon}_{t-1})^{2.502968} + 0.853629(\hat{h}_{t-1})^{2.502968} \quad (3.5)$$

(0.3823)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)

Log-likelihood: 3743.495, Akaike: -5.037105, Schwarz: -4.997758

$$\widehat{ST}_t = 0.000436D_{artis} - 0.004053D_{azalis} + 0.476629\widehat{ST}_{t-1} - 0.554816\hat{\varepsilon}_{t-1}$$

(0.9471)      (0.0973)      (0.0376)      (0.0110)

$$\hat{h}_t^2 = 3.73E - 06 + 0.056009\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.921370\hat{h}_{t-1}^2 \quad (3.6)$$

(0.0000)            (0.0000)            (0.0000)

Log-likelihood: 4439.451, Akaike: -5.981715, Schwarz: -5.956676

SP, SR ve ST getiri serilerine ilişkin kurulan TARCH(1,1), APARCH(1,1) ve GARCH(1,1) modellerine ilişkin ARCH-LM test sonuçları Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7'de yer almaktadır. Sonuçlar incelendiğinde, her üç model için de ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir.

**Tablo 5.** SP Değişkenine İlişkin TARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1477) = 0.675548 [0.5091]
ARCH 1-5 test:	F(5,1471) = 1.076058 [0.3719]
ARCH 1-10 test:	F(10,1461) = 1.107976 [0.3526]

**Tablo 6.** SR Değişkenine İlişkin APARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1477) = 0.073481 [0.9292]
ARCH 1-5 test:	F(5,1471) = 0.443731 [0.8181]
ARCH 1-10 test:	F(10,1461) = 1.016639 [0.4267]

**Tablo 7.** ST Değişkenine İlişkin GARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1477) = 0.02677 [0.9736]
ARCH 1-5 test:	F(5,1471) = 0.241589 [0.9440]
ARCH 1-10 test:	F(10,1461) = 0.831083 [0.5986]

Azalan yöndeki oynaklık artış yönündeki oynaklıktan daha büyük olduğunda, diğer bir deyişle,  $\gamma$  parametresinin pozitif olması durumunda ( $\gamma > 0$ ) modelde kaldıraç etkisinden (leverage effect) bahsedilebilir. SP getiri serisine ait TARCH(1,1) modeline ilişkin varyans denklemi incelendiğinde,  $\gamma > 0$  olduğu için, modelde kaldıraç etkisinin varlığından söz edilebilir ve SP serisinin

oyunaklığını, pozitif şokların negatif şoklara göre daha fazla arttığı söylenebilir. Aynı zamanda, TCMB'nin artış ve azalış yönündeki politika faiz değişikliğine ilişkin kararların SP getiri serisinin oynaklığı üzerindeki etkisini olmadığı görülmektedir. APARCH modeli kalın kuyrukları, aşırı basıklığı ve kaldıraç etkilerini iyi bir şekilde tanımlamaktadır. Pozitif  $\gamma_j$ , negatif bilginin pozitif bilgiye göre fiyat oynaklığı üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğunu gösterir. SR serisine ait APARCH (1,1) modelinde varyans denklemi incelendiğinde,  $\gamma_j > 0$  olduğu için, SR serisinin oynaklığı üzerinde negatif bilginin daha etkili olduğu söylenebilir. Aynı zamanda, TCMB'nin politika faiz oranındaki artış yönündeki kararlar SR serisinin oynaklığını etkilemez iken, azalış yönündeki kararlar negatif olarak etkilediği görülmektedir. ST serisine ait GARCH(1,1) modeline ilişkin varyans denklemi incelendiğinde,  $\alpha < \beta$  olduğu görülmektedir. Buna göre, oynaklık direncinin, piyasadaki fiyat değişimleri karşı oluşan anlık tepkinin yarattığı etkiye göre daha büyük olduğu söylenebilir. Politika faiz oranındaki azalış yönündeki kararın ise ST getiri serisinin oynaklığını negatif etkilediği görülmektedir.

### 3.2.1.2. 2008-2009 Dönemi

2008-2009 dönemi ele alındığında SP, SR ve ST için en uygun ARMA(p,q) modellerinin, sırasıyla, ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(3,3) olduğuna karar verilmiştir.

$$\widehat{SP}_t = 0.000585 - 0.107850\widehat{SP}_{t-1} - 0.894480\widehat{SP}_{t-2} + 0.144848\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.947883\hat{\varepsilon}_{t-2} \quad (3.7)$$

(0.4789)      (0.0092)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)

Log-likelihood: 1298.416, Akaike: -5.236502, Schwarz: -5.193967,  $\sum \hat{\varepsilon}_t^2$ : 0.150757

$$\widehat{SR}_t = 0.000283 + 0.162641\widehat{SR}_{t-1} - 0.923647\widehat{SR}_{t-2} - 0.099169\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.890010\hat{\varepsilon}_{t-2} \quad (3.8)$$

(0.7917)      0.0006)      (0.0000)      (0.0763)      (0.0000)

Log-likelihood: 1156.870, Akaike: -4.663442, Schwarz: -4.646742,  $\sum \hat{\varepsilon}_t^2$ : 0.267396

$$\widehat{ST}_t = -0.000235 - 0.94640\widehat{ST}_{t-1} + 0.74209\widehat{ST}_{t-2} + 0.85681\widehat{ST}_{t-3} + 0.871483\hat{\varepsilon}_{t-1}$$

(0.4434)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)

$$-0.825554\hat{\varepsilon}_{t-2} - 0.889212\hat{\varepsilon}_{t-3} \quad (3.9)$$

(0.0000)                      (0.0000)

Log-likelihood: 1398.993, Akaike: -5.635358, Schwarz: -5.575807,  $\sum \hat{\varepsilon}_t^2$ : 0.100355

SP, SR ve ST getiri serileri için bulunan ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(3,3) modellerinde ARCH etkisinin varlığının araştırılması amacıyla ARCH – LM testi uygulanmıştır. 2, 4 ve 8. gecikmeler için sonuçlar Tablo 8’de verilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde, hatalarda ARCH etkisinin varlığının tespit edildiği görülmektedir.

**Tablo 8:** SP, SR ve ST Değişkenlerine Ait ARCH-LM Test Sonuçları

	2. gecikme	4. gecikme	8. gecikme
SP	25.04180 (0.0000)	34.55467 (0.0000)	58.82718 (0.0000)
SR	5.873169 (0.0530)	20.54208 (0.0004)	27.24664 (0.0006)
ST	6.473927 (0.0393)	12.70327 (0.0128)	15.67058 (0.0473)

ARCH etkisinin varlığının tespitinden sonra, SP, SR ve ST değişkenlerine ait uygun otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin 3 seri için de EGARCH(1,1) olduğu bulunmuştur.

$$\widehat{SP}_t = 0.0004683D_{artis} - 0.001715D_{azalis} - 0.850126\widehat{SP}_{t-1} - 0.855382\widehat{SP}_{t-2}$$

(0.0000)                      (0.1250)                      (0.0000)                      (0.0000)

$$+ 0.883375\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.929614\hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.0000)                      (0.0000)

$$\ln \hat{h}_t^2 = -0.19372 + 0.718747 \left| \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} \right| - 0.0646 \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} + 0.9949 \hat{h}_{t-1}^2 \quad (3.10)$$

(0.0000)    (0.0413)                      (0.0865)                      (0.0000)

Log-likelihood: 1339.859, Akaike: -5.326090, Schwarz: -5.289647



$$\begin{aligned} \widehat{SR}_t &= 0.002591D_{artis} - 0.0003050D_{azalis} - 1.253303\widehat{SR}_{t-1} - 0.906915\widehat{SR}_{t-2} \\ &\quad (0.9282) \quad (0.5009) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\ &\quad + 1.310457\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.990313\hat{\varepsilon}_{t-2} \\ &\quad (0.0000) \quad (0.0000) \\ \ln h_t^2 &= -0.599054 + 0.172184 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| - 0.093266 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.939019 \ln h_{t-1}^2 \quad (3.11) \\ &\quad (0.0022) \quad (0.0005) \quad (0.0003) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

Log-likelihood: 1205.200, Akaike: -4.838868, Schwarz: -4.753796

$$\begin{aligned} \widehat{ST}_t &= -0.001463D_{artis} - 0.003951D_{azalis} - 1.004798\widehat{SR}_{t-1} + 0.743734\widehat{SR}_{t-2} \\ &\quad (0.9345) \quad (0.2572) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\ &\quad + 0.880239\widehat{SR}_{t-3} + 0.958591\hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.855275\hat{\varepsilon}_{t-2} - 0.952946\hat{\varepsilon}_{t-3} \\ &\quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\ \ln h_t^2 &= -1.585244 + 0.212753 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| - 0.084903 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.833687 \ln h_{t-1}^2 \quad (3.12) \\ &\quad (0.0025) \quad (0.0044) \quad (0.0286) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

Log-likelihood: 1411.495, Akaike: -5.678118, Schwarz: -5.576032

SP, SR ve ST değişkenlerine ait EGARCH(1,1) modellerine ilişkin ARCH-LM test sonuçları sırasıyla Tablo 9, Tablo 10 ve Tablo 11'de gösterilmektedir. Kurulan 3 modelde de ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir.

**Tablo 9:** SP Değişkenine İlişkin EGARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,492) = 0.31690 [0.7286]
ARCH 1-5 test:	F(5,486) = 0.42897 [0.8285]
ARCH 1-10 test:	F(10,476) = 0.65701 [0.7644]

**Tablo 10:** SR Değişkenine İlişkin EGARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,489) = 2.543209 [0.0797]
ARCH 1-5 test:	F(5,486) = 1.251060 [0.2841]
ARCH 1-10 test:	F(10,476) = 1.005524 [0.4375]

**Tablo 11:** ST Değişkenine İlişkin EGARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,489) = 0.331001 [0.7184]
ARCH 1-5 test:	F(5,483) = 0.279161 [0.9245]
ARCH 1-10 test:	F(10,476) = 0.477881 [0.9044]

Sık olarak, azalan yöndeki dalgalanmaların artan yöndeki dalgalanmalardan daha yüksek oynaklıklara neden olduğu gözlenmektedir. Bu durum, varyans etkilerinin asimetrik olarak pozitif ve negatif hataların gerçekleşmesine neden olabilir. Bu durumda asimetri etkisini dikkate alan modellere ihtiyaç duyulmaktadır. 2008-2009 döneminde, SP, SR ve ST değişkenleri için EGARCH(1,1) modelinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. SP serisine ait varyans modeli incelendiğinde,  $\gamma < 0$  olduğundan dolayı, modelde asimetri etkisinden söz edilebilmektedir. Diğer bir ifadeyle, negatif şoklar SP serisinin oynaklığını, pozitif şoklara göre daha fazla yükseltmektedir. Politika faiz oranındaki artış yönünde bir karar ise SP serisinin oynaklığını arttırırken, negatif şokların etkili olmadığı görülmektedir. SR ve ST değişkenleri için de SP değişkenine benzer bir durum söz konusudur. Ancak, burada politika faiz oranındaki değişimler SR ve ST serisinin oynaklıkları üzerinde etkili değildir.

### 3.2.1.3. 2010-2014 Dönemi

2010-2014 dönemi için en uygun ARMA(p,q) modellerinin sırasıyla ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(2,2) olduğuna karar verilmiştir.

$$\hat{SP}_t = 9.99E05 - 1.115957\hat{SP}_{t-1} - 0.549843\hat{SP}_{t-2} + 1.001195\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.431450\hat{\epsilon}_{t-2} + e_t \quad (3.13)$$

(0.7543)    (0.0000)    (0.0000)    (0.0000)    (0.0082)

Log-likelihood: 3219.456, Akaike: -6.116947, Schwarz: -6.093362,  $\sum e_t^2$ : 0.134413

$$\widehat{SR}_t = 0.000311 + 1.622632\widehat{SR}_{t-1} - 0.988517\widehat{SR}_{t-2} - 1.621957\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.993263\hat{\varepsilon}_{t-2} \quad (3.14)$$

(0.5237) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 2884.008, Akaike: 2884.008, Schwarz: -5.455022,  $\sum e_t^2$ : 0.254488

$$\widehat{ST}_t = 0.000200 + 1.686019\widehat{ST}_{t-1} - 0.960169\widehat{ST}_{t-2} - 1.669752\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.936386\hat{\varepsilon}_{t-2} \quad (3.15)$$

(0.4963) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 3350.287, Akaike: -6.414740, Schwarz: -6.391011,  $\sum e_t^2$ : 0.099028

SP, SR ve ST getiri serileri için bulunan ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(2,2) modellerine ilişkin ARCH – LM testi uygulanmıştır ve her üç modelde de ARCH etkisi tespit edilmiştir. Sonuçlar Tablo 12’de gösterilmektedir.

**Tablo 12:** ARCH-LM Test Sonuçları

	2. gecikme	4. gecikme	8. gecikme
SP	17.43307 (0.0002)	28.34542 (0.0000)	39.52478 (0.0000)
SR	89.95062 (0.0000)	92.11299 (0.0000)	110.3960 (0.0000)
ST	57.94394 (0.0000)	67.28306 (0.0000)	73.84768 (0.0000)

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin uygun koşullu değişken varyans modelleri ise sırasıyla TAR(1,1), EGARCH(2,2) ve EGARCH(1,1) modelleridir.

$$\widehat{SP}_t = -0.01604\text{Dartis} - 0.00236\text{Dazalis} - 0.5628\widehat{SP}_{t-1} - 0.4341\widehat{SP}_{t-2} + 0.45069\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.38495\hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.0059) (0.5725) (0.0704) (0.0323) (0.1507) (0.0630)

$$\hat{h}_t^2 = 4.29E - 06 + 0.041094\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.101897\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.878681\hat{h}_t^2 \quad (3.16)$$

(0.0001) (0.0007) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 3292.340, Akaike: -6.246128, Schwarz: -6.198959

$$\widehat{SR}_t = -0.02485D_{artis} - 0.00101D_{azalis} + 1.01590\widehat{SR}_{t-1} - 0.446348\widehat{SR}_{t-2} - 1.015916\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.48251\hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.0006)      (0.8300)      (0.0098)      (0.0642)      (0.0080)      (0.0337)

$$\ln \hat{h}_t^2 = -0.82047 + 0.1026 \left| \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} \right| + 0.1227 \left| \frac{\hat{\varepsilon}_{t-2}}{\hat{h}_{t-2}} \right| - 0.1956 \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} + 0.4066 \ln \hat{h}_{t-1}^2 + 0.5161 \ln \hat{h}_{t-2}^2 \quad (3.17)$$

(0.0000) (0.0366)      (0.0203)      (0.0000)      (0.0069)      (0.0000)

Log-likelihood: 2965.559, Akaike: -5.620473, Schwarz: -5.563870

$$\widehat{ST}_t = 0.01330D_{artis} - 0.000858D_{azalis} + 0.104446\widehat{ST}_{t-1} + 0.86802\widehat{ST}_{t-2} - 0.076899\hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.88795\hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.0224)      (0.6902)      (0.0659)      (0.0000)      (0.0724)      (0.0000)

$$\ln \hat{h}_t^2 = -0.527552 + 0.129866 \left| \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} \right| - 0.081475 \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} + 0.954538 \ln \hat{h}_{t-1}^2 \quad (3.18)$$

(0.0000)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)

Log-likelihood: 3453.575, Akaike: -6.551046, Schwarz: -6.499160

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin TARARCH(1,1), EGARCH(2,2) ve EGARCH(1,1) modellerine ait ARCH-LM test sonuçları sırasıyla Tablo 13, Tablo 14 ve Tablo 15'de gösterilmiştir. Sonuçlar incelendiğine ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir.

**Tablo 13:** SP Değişkenine İlişkin TARARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1046) = 0.675548 [0.5091]
ARCH 1-5 test:	F(5,1040) = 1.076058 [0.3719]
ARCH 1-10 test:	F(10,1030) = 1.107976 [0.3526]

**Tablo 14:** SR Değişkenine İlişkin EGARCH(2,2) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1046) = 0.237920 [0.7883]
ARCH 1-5 test:	F(5,1040) = 0.499718 [0.7766]
ARCH 1-10 test:	F(10,1030) = 0.686613 [0.7377]

**Tablo 15:** ST Değişkenine İlişkin EGARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1046) = 0.792956 [0.4528]
ARCH 1-5 test:	F(5,1040) = 0.903309 [0.4781]
ARCH 1-10 test:	F(10,1030) = 0.663396 [0.7591]

SP getiri serisine ait TARCH(1,1) modelinin varyans denklemi incelendiğinde,  $\gamma > 0$  olduğu için, modelde kaldıraç etkisi vardır ve SP serisinin oynaklığını, pozitif şokların negatif şoklara göre daha fazla arttırdığı söylenebilir. SR ve ST için oluşturulan EGARCH(2,2) ve EGARCH (1,1) modellerine ilişkin varyans denklemleri incelendiğinde de benzer sonuçlarla karşılaşmaktadır.  $\gamma < 0$  olduğundan dolayı, modellerde asimetri etkisi vardır ve negatif şoklar SR ve ST serisinin oynaklığını, pozitif şoklara göre daha fazla yükseltmektedir. Aynı zamanda, üç seri için de TCMB'nin artış yönündeki politika faiz değişikliğine ilişkin kararlarının bu serilerin oynaklığını negatif etkilediği görülmektedir.

### 3.2.1.4. 2002-2014 Dönemi

Son olarak 2002-2014 dönemi ele alınmıştır. 2002-2014 dönemi için en uygun ARMA(p,q) modellerinin sırasıyla ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(2,2) olduğuna karar verilmiştir.

$$\widehat{SP}_t = 0.000420 + 0.135888\widehat{SP}_{t-1} - 0.979266\widehat{SP}_{t-2} - 0.126016\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.984119\hat{\epsilon}_{t-2} + e_t \quad (4.19)$$

(0.1134) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 8541.270, Akaike: -5.627073, Schwarz: -5.617156,  $\sum e_t^2$ : 0.014504

$$\widehat{SR}_t = 0.000728 - 0.737536\widehat{SR}_{t-1} - 0.994993\widehat{SR}_{t-2} + 0.736758\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.997645\hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.20)$$

(0.0416) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 7616.308, Akaike: -5.017342, Schwarz: -5.007425,  $\sum e_t^2$ : 1.172481

$$\widehat{ST}_t = 0.000285 + 1.803700\widehat{ST}_{t-1} - 0.841459\widehat{ST}_{t-2} - 0.06011\widehat{ST}_{t-3} - 1.869616\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.955107\hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.21)$$

(0.1368) (0.0000) (0.0000) (0.0013) (0.0000) (0.0000)

Log-likelihood: 9097.765, Akaike: -5.993253, Schwarz: -5.981353,  $\sum e_t^2$ : 0.441557

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(2,2) modellerine ait ARCH-LM test sonuçları Tablo 16'de gösterilmektedir. Sonuçlar incelendiğinde, ARCH etkisinin olduğu görülmektedir.

**Tablo 16:** ARCH-LM Test Sonuçları

	2. gecikme	4. gecikme	8. gecikme
SP	154.3333 (0.0000)	180.1523 (0.0000)	221.5430 (0.0000)
SR	70.37229 (0.0000)	168.9040 (0.0000)	194.4898 (0.0000)
ST	62.30663 (0.0000)	93.00997 (0.0000)	120.2628 (0.0000)

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin uygun koşullu değişen varyans modelleri ise sırasıyla EGARCH(1,1), TAR(1,1) ve EGARCH(1,1) modelleridir.

$$\begin{aligned} \widehat{SP}_t = & -0.00693D_{artis} - 0.00117D_{azalis} - 0.05844\widehat{SP}_{t-1} + 0.933827\widehat{SP}_{t-2} + 0.07576\hat{e}_{t-1} - 0.91161\hat{e}_{t-2} \\ & (0.0819) \quad (0.4947) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln \hat{h}_t^2 = & -0.460616 + 0.198394 \left| \frac{\hat{e}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} \right| + 0.077112 \frac{\hat{e}_{t-1}}{\hat{h}_{t-1}} + 0.963645n\hat{h}_{t-1}^2 \quad (3.22) \\ & (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

Log-likelihood: 8869.204, Akaike: -5.839950, Schwarz: -5.820116

$$\begin{aligned} \widehat{SP}_t = & -0.0128D_{artis} - 0.0030D_{azalis} + 0.2632\widehat{SP}_{t-1} - 0.8696\widehat{SP}_{t-2} - 0.2511\hat{e}_{t-1} + 0.8621\hat{e}_{t-2} \\ & (0.0013) \quad (0.1698) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{h}_t^2 = & 9.15E - 06 + 0.055663\hat{e}_{t-1}^2 + 0.079044\hat{e}_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.886180\hat{h}_{t-1}^2 \quad (3.23) \\ & (0.0001) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

Log-likelihood: 7907.158, Akaike: -5.192083, Schwarz: -5.172293

$$\begin{aligned} \widehat{ST}_t = & -0.00446D_{artis} - 0.0020D_{azalis} + 0.3327\widehat{ST}_{t-1} - 0.8689\widehat{ST}_{t-2} - 0.0290\widehat{ST}_{t-3} - 0.3586\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.8881\hat{\varepsilon}_{t-2} \\ & (0.0843) \quad (0.1170) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.1693) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\ \widehat{h}_t^2 = & 0.029300 + 0.039985\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.053612e_{t-1}^2d_{t-1} + 0.915581\widehat{h}_{t-1}^2 \quad (3.24) \\ & (0.0270) \quad (0.0000) \quad (0.0682) \quad (0.0000) \end{aligned}$$

Log-likelihood: 9295.952, Akaike: -6.100494 , Schwarz: -6.078736

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin EGARCH(1,1), TARARCH(1,1) ve EGARCH(1,1) modellerine ait ARCH-LM test sonuçları sırasıyla Tablo 17, Tablo 18 ve Tablo 19'de gösterilmiştir. ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir.

**Tablo 17:** SP Değişkenine İlişkin EGARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,3029) = 1.763088 [0.1717]
ARCH 1-5 test:	F(5,3023) = 0.857881 [0.5082]
ARCH 1-10 test:	F(10,3015) = 0.686613 [0.7629]

**Tablo 18:** SR Değişkenine İlişkin TARARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,3037) = 0.472230 [0.6237]
ARCH 1-5 test:	F(5,3031) = 0.485225 [0.7875]
ARCH 1-10 test:	F(10,3021) = 0.687819 [0.7368]

**Tablo 19:** ST Değişkenine İlişkin EGARCH(1,1) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,3037) = 0.13434 [0.8743]
ARCH 1-5 test:	F(5,3031) = 0.74550 [0.5893]
ARCH 1-10 test:	F(10,3021) = 0.69481 [0.7302]

SP değişkenine EGARCH(1,1) modeli incelendiğinde,  $\gamma > 0$  olduğu için modelde asimetri etkisinden söz edilememektedir. Buna karşın, pozitif şokların SP serisinin oynaklığını, negatif şoklara göre daha fazla yükselttiği söylenebilir. SR değişkenine ait

TARCH(1,1) modelinin varyans denklemi incelendiğinde,  $\gamma > 0$  olduğu için, modelde kaldıraç etkisi vardır ve SP serisinin oynaklığını, pozitif şokların negatif şoklara göre daha fazla arttığı söylenebilir. ST serisine ilişkin GJR-GARCH(1,1) modeli incelendiğinde ise, SR değişkeni ile benzer sonuçlar elde edildiği görülmektedir. Ayrıca, bu üç seri için de, TCMB'nin artış yönündeki politika faiz değişikliğinin bu serilerin oynaklığını azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

### 3.2.2. TCMB Sözlü Yönlendirmelerin BIST 100 Oynaklığı Üzerine Etkisi

Merkez bankaları, gerçekleştirdikleri Para Politikası Kurulu Toplantıları ile politikaların gelecekteki yönü hakkında bildirimlerde bulunmaktadır. Bu durum sözlü yönlendirme olarak adlandırılmaktadır (Rosengren, 2014).

Çalışmanın ikinci bölümünde, TCMB, FED ve ECB'nin yaptığı sözlü yönlendirmelerinin SP, SR ve ST değişkenleri üzerindeki etkileri 18.12.2009-17.02.2014 dönemi için araştırılmıştır. Başlangıç tarihi olarak 18.12.2009 seçilmesinin nedeni, TCMB sözlü yönlendirmelerinin bu tarihten itibaren başlamasıdır.

SP, SR ve ST değişkenleri için oluşturulan uygun ARMA (p,q) modelleri aşağıdaki gibidir:

$$\widehat{SP}_t = 0.000124 - 1.135481\widehat{SP}_{t-1} - 0.578223\widehat{SP}_{t-2} + 1.019904\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.460955\hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.25)$$

(0.6961)      (0.0000)      (0.0001)      (0.0000)      (0.0036)

Log-likelihood: 3251.779, Akaike: -6.120224, Schwarz: -6.096817,  $\sum e_t^2$ : 0.135260

$$\widehat{SR}_t = 0.000347 - 0.066385\widehat{SR}_{t-1} - 0.971527\widehat{SR}_{t-2} + 0.055657\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.995030\hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.26)$$

(0.4709)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)      (0.000)

Log-likelihood: 2914.490, Akaike: -5.484429, Schwarz: -5.461022,  $\sum e_t^2$ : 0.255441

$$\widehat{ST}_t = 0.000226 + 1.566268\widehat{ST}_{t-1} - 0.90781\widehat{ST}_{t-2} - 1.517161\hat{\epsilon}_{t-1} + 0.862475\hat{\epsilon}_{t-2} \quad (3.27)$$

(0.4558)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)      (0.0000)



Log-likelihood: 3410.451, Akaike: -6.419323, Schwarz: -6.395916,  $\sum e_t^2$ : 0.100293

SP, SR ve ST getiri serileri için bulunan ARMA(2,2), ARMA(2,2) ve ARMA(2,2) modellerinde ARCH etkisinin varlığının araştırılması amacıyla ARCH – LM testi uygulanmıştır. 2, 4 ve 8. gecikmeler için sonuçlar Tablo 19’da verilmiştir. Tablo 20 incelendiğinde, p olasılıklarının 0.10 önem seviyesinden küçük olduğu, dolayısıyla hatalarda ARCH etkisinin varlığının tespit edildiği görülmektedir.

**Tablo 20:** ARCH-LM Test Sonuçları

	2. gecikme	4. gecikme	8 gecikme
SP	17.48461 (0.0002)	28.30746 (0.0000)	39.65142 (0.0000)
SR	100.5688 (0.0000)	103.1533 (0.0000)	122.4576 (0.0000)
ST	55.35876 (0.0000)	63.94517 (0.0000)	70.25527 (0.0000)

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin uygun koşullu değişen varyans modelleri ise sırasıyla APARCH(2,2), APARCH(1,2) ve EGARCH(1,2) modelleridir.

$$\widehat{SP}_t = 4.88E - 05 + 0.011693 \text{ Dyonlendirme} - 1.745668\widehat{SP}_{t-1} - 0.979962\widehat{SP}_{t-2}$$

(0.8721)                      (0.0000)                                              (0.0000)                                              (0.0000)

$$1.741720\widehat{\varepsilon}_{t-1} + 0.967409\widehat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.0000)                      (0.0000)

$$\widehat{h}_t^2 = 0.000629 + 0.166358(|\varepsilon_{t-1}| + 0.545344\widehat{\varepsilon}_{t-1})^{0.97626} - 0.072702|\varepsilon_{t-2}|^{0.97626} +$$

(0.2441)                      (0.0000)                                              (0.0002)                                              (0.0645)

$$0.51018(\widehat{h}_{t-1})^{0.97626} + 0.3683(\widehat{h}_{t-2})^{0.97626} \quad (3.28)$$

(0.0008)                                              (0.0052)

Log-likelihood: 3330.286, Akaike: -6.253132, Schwarz: -6.192274

$$\begin{aligned}
\widehat{SR}_t &= 0.000364 + 0.004405 \text{Dyonlendirme} + 1.946136 \widehat{SR}_{t-1} - 0.949703 \widehat{SR}_{t-2} \\
&\quad (0.1693) \quad (0.0568) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\
&- 1.922891 \widehat{\varepsilon}_{t-1} + 0.925094 \widehat{\varepsilon}_{t-2} \\
&\quad (0.0000) \quad (0.0000) \\
\widehat{h}_t^2 &= 0.003514 + 0.103817(|\widehat{\varepsilon}_{t-1}| + 0.994314 \widehat{\varepsilon}_{t-1})^{0.720593} + 0.409494(\widehat{h}_{t-1})^{0.720593} \\
&\quad (0.1839) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0121) \\
&+ 0.450323(\widehat{h}_{t-2})^{0.720593} \quad (3.29) \\
&\quad (0.0035)
\end{aligned}$$

Log-likelihood: 2997.045, Akaike: -5.626853, Schwarz: -5.570676

$$\begin{aligned}
\widehat{ST}_t &= 0.000529 - 0.003264 \text{Dyonlendirme} + 0.843496 \widehat{ST}_{t-1} - 0.96730 \\
&\quad (0.0724) \quad (0.0140) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\
&- 0.846861 \widehat{\varepsilon}_{t-1} + 0.992901 \widehat{\varepsilon}_{t-2} \\
&\quad (0.0000) \quad (0.0000)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\ln \widehat{h}_t^2 &= -0.809118 + 0.197072 \left| \frac{\widehat{\varepsilon}_{t-1}}{\widehat{h}_{t-1}} \right| - 0.126567 \frac{\widehat{\varepsilon}_{t-1}}{\widehat{h}_{t-1}} + 0.347964 \ln \widehat{h}_{t-1}^2 + 0.581969 \ln \widehat{h}_{t-2}^2 \quad (3.30) \\
&\quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000)
\end{aligned}$$

Log-likelihood: 3474.909, Akaike: -6.529517, Schwarz: -6.478022

SP, SR ve ST değişkenlerine ilişkin APARCH(2,2), APARCH(1,2) ve EGARCH(1,2) modellerine ait ARCH-LM test sonuçları sırasıyla Tablo 21, Tablo 22 ve Tablo 23'de gösterilmiştir. ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir.

**Tablo 21:** SP Değişkenine İlişkin APARCH (2,2) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1056) = 0.046394 [0.9547]
ARCH 1-5 test:	F(5,1050) = 0.527464 [0.7556]
ARCH 1-10 test:	F(10,1040) = 0.872935 [0.5562]

**Tablo 22:** SR Değişkenine İlişkin APARCH (1,2) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1056) = 0.003048 [0.9970]
ARCH 1-5 test:	F(5,1050) = 0.288953 [0.9192]
ARCH 1-10 test:	F(10,1040) = 0.416165 [0.9384]

**Tablo 23:** ST Değişkenine İlişkin EGARCH (1,2) Modeline Ait ARCH-LM Test Sonucu

ARCH 1-2 test:	F(2,1056) = 0.053131 [0.9483]
ARCH 1-5 test:	F(5,1050) = 0.624841 [0.6809]
ARCH 1-10 test:	F(10,1040) = 0.592281 [0.8212]

APARCH modeli kalın kuyrukları, aşırı basıklığı ve kaldıraç etkilerini iyi bir şekilde tanımlamaktadır. Pozitif  $\gamma_j$ , negatif bilginin pozitif bilgiye göre fiyat oynaklığı üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğunu gösterir. SP ve SR serilerine ait APARCH (2,2) ve APARCH(1,2) modellerinde varyans denklemleri incelendiğinde,  $\gamma_j > 0$  olduğu için, SP ve SR serilerinin oynaklığı üzerinde negatif bilginin daha etkili olduğu söylenebilir. ST serisi için EGARCH(1,2) modeli incelendiğinde ise  $\gamma < 0$  olduğundan dolayı, modelde asimetri etkisinden söz edilebilmektedir. Diğer bir ifadeyle, negatif şoklar ST serisinin oynaklığını, pozitif şoklara göre daha fazla yükseltmektedir.

Sözlü yönlendirmelerin SP, SR ve ST değişkenleri üzerindeki etkileri incelendiğinde ise, sözlü yönlendirmelerin SP ve SR değişkenlerini pozitif, buna karşın ST değişkenini negatif etkilediği görülmektedir.

#### 4. Sonuç

Merkez Bankaları tarafından uygulanan doğru para politikaları, ülke ekonomisinin meydana gelebilecek negatif koşullar karşısında ve içinde bulunulan olumsuz şartlardan en az bir şekilde etkilenmesini sağlamaktadır. Merkez bankaları aynı zamanda, piyasadaki oynaklığı azaltarak belirsizliği ortadan kaldırmaya, böylece yatırımcıların ülkeye yatırım yapma kararlarını etkilemeye

çalışmaktadır. Bundan dolayı, TCMB fiyat istikrarı olan temel amacına, 2010 yılının sonlarından itibaren yeni bir para politikası rejimine giderek, finansal istikrarı sağlama amacını da eklemiştir. TCMB yaptığı sözlü yönlendirmelerle de piyasayı yönlendirmeye çalışmaktadır.

Çalışmada, 02.01.2002-17.02.2014 dönemi için TCMB'nin uyguladığı politika faiz kararlarındaki değişimin ve aynı zamanda 18.12.2009-17.02.2014 dönemi için TCMB, FED ve ECB sözlü yönlendirmelerinin BIST 100 endeks seanslarının üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Bu amaçla GARCH, EGARCH, TARCH, GJR-GARCH ve APARCH modellerinden yararlanılmıştır. TCMB para politikası kararlarının BIST 100 üzerindeki etkisi 2002-2007, 2008-2009, 2010-2014 ve 2002-2014 dönemi olmak üzere dört dönemde incelenmiştir. Bunun nedeni kriz öncesi, kriz ve kriz sonrası dönemlerindeki etkilerin karşılaştırılmasıdır.

Para politikası ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik ve teorik çalışmalar, kısa dönemde daraltıcı para politikası şoklarının, diğer bir ifadeyle politika faiz oranlarındaki artışın hisse senedi fiyatları üzerinde negatif bir ilişki olduğunu, bununla birlikte, hisse senedi piyasası oynaklığının yüksek olduğu durumlarda, hisse senedi getirilerinin para politikası şoklarına daha güçlü bir tepki verdiğini göstermektedir. Politika faiz oranındaki değişimler ile hisse senedi piyasası üzerinde kısa dönemdeki bu ilişki, uzun dönemde ortadan kalkmaktadır. Bununla birlikte, hisse senedi fiyatlarını sadece para politikası değil, aynı zamanda para politikası ile ilişkili olan diğer makro ekonomik değişkenlerde etkilemektedir. Bu nedenle para politikasının hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini belirli bir tabloda ele almak mümkün olmayabilir (Akay ve Nargeleçekenler, 2009; Laeven ve Tong, 2010; Şahin, 2011).

2002-2007 dönemi ele alındığında, TCMB para politikasındaki değişiklik kararlarının 1. seans değişim getiri serisinin oynaklığı üzerinde etkili olmadığı görülmektedir. Bu durum, faiz kararlarının alındığı Para Politikası Kurulu toplantılarının bu dönemde 14.00 ile 17.00 arasında düzenlenmesi ile açıklanabilir. Buna karşın 2. seans getiri ve 1. seanstan 2. seansa değişim serilerinin

oyunaklılığı TCMB politika faizindeki azalış yönlü kararlardan negatif olarak etkilenmektedir. Bu durum, politika faiz oranında azalış yönlü bir kararın enflasyon oranını etkilemesi, enflasyon oranının ise uzun vadeli faizleri artırarak hisse senedi getirilerini azaltması şeklinde açıklanabilir (Goodfriend, 2003). 2008-2009 dönemi incelendiğinde, politika faiz oranındaki artış yönlü kararların 1. seans değişiminin oyunaklılığını arttırdığı, buna karşın negatif kararların etkili olmadığı görülmektedir. 2. seans değişim ve 1. seanstan 2. seansa değişim serilerinin oyunaklılığının ise politika faiz oranındaki değişimlerden etkilenmediği görülmektedir. Para politikasının hisse senedi getirileri üzerinde etkisi, finansal piyasalardaki fiyatlama davranışının beklentilere dayalı olmasına bağlıdır. Bu nedenle sadece beklenmeyen para politikası hisse senedi getirileri üzerinde etkili olmaktadır. Dolayısıyla para politikasındaki beklenen değişimler hisse senedi getirileri üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildir (Aktaş ve diğerleri, 2008). 2010-2014 döneminde, TCMB para politikasındaki artış yönlü kararların 1. seans değişim, 2. seans değişim ve 1. seanstan 2. seansa değişim serilerinin oyunaklılığının negatif olarak etkilemektedir. Genel olarak, tüm dönem dikkate alındığında ise artış yönündeki politika faiz değişimlerinin üç getiri serisinin de oyunaklılığını azalttığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bulgularımız, faiz oranlarının firmaların gelecekte elde edecekleri nakit akımlarını değiştirerek ve böylece performanslarını etkileyerek, faiz oranları ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişkiye neden olduğunu söyleyen Gordon (1956)'in ve James Tobin (1969)'in geliştirdikleri Gordon Model ve Tobin Q teorisini destekler niteliktedir. Aynı zamanda, Etkin Piyasalar Hipotezi, tam rekabet ortamında yatırımcıların verdikleri karar neticesinde aşırı getiri elde edemediklerini, bu nedenle de günlük getirilerin haftanın her günü için aynı olduğunu söylemektedir. Bu açıdan bakıldığında, her bir seans getirisinin de aynı olması beklenmektedir (Tunçel, 2008). Dolayısıyla, para politikasındaki değişimler her bir seans için benzer etkiye sahiptir.

TCMB, FED ve ECB sözlü yönlendirmelerinin borsa üzerindeki etkisine bakıldığında, 1. Seans değişim, 2. Seans değişim serilerinin pozitif, buna karşın 1. Seanstan 2. Seansa değişim serisinin negatif etkilendiği görülmektedir. Merkez bankaları tarafından

yapılan sözlü yönlendirmeler ilk beklentiler gerçekleştiğinde, faiz oranındaki beklenmeyen artışları azaltmaktadır. Böylece, sözlü yönlendirmeler faiz oranlarındaki beklenmeyen artışları minimize ederek hisse senedi getirileri üzerindeki etkiyi azaltmaktadır (Liu ve Wile, 2014).

2002-2007, 2008-2009, ve 2010-2014 dönemine ilişkin kurulan modellerde koşullu varyans katsayısı ve bu dönemlere ait serilerin zaman yolu grafikleri incelendiğinde, en yüksek oynaklığın 2008-2009 dönemine ait olduğu görülmektedir.

Sonuçlar, ulusal ve uluslararası literatüre paralellik göstermektedir (Lobo (200), Rigobon ve Sack (2004), Angeloni ve Ehrmann (2003), Honda ve Kuroki (2006), Kashefi (2008), Akay and Nergeleçekenler (2009), Duran ve diğerleri (2010), Moya ve diğerleri (2013) vb.). Çalışma, Türkiye’de para politikası kararlarının ve TCMB, FED ve ECB tarafından yapılan sözlü yönlendirmelerin BIST 100 seans oynaklığı üzerinde etkili olduğu konusunda güçlü bulgular sağlamaktadır. Çalışmanın, yatırımcılar ve portföy yöneticilerine, politika faiz oranı değişimlerinin borsaya yaptıkları yatırımlar üzerindeki etkilerini tahmin edebilmeleri ve politika yapıcılara, finansal şokların negatif etkilerini ortadan kaldırmak ve böylece borsa oynaklığını azaltmak için para politikalarını nasıl kullanmaları gerektiği konusunda yararlı bilgiler sağladığı düşünülmektedir.

## KAYNAKÇA

- Akay, H. ve M. Nargeleçekenler. 2009. Para Politikası Şokları Hisse Senedi Fiyatlarını Etkiler mi? Türkiye Örneği. *Anadolu Uluslar arası İktisat Kongresinde sunulmuş bildiri*.
- Aklan, N. ve Nargeleçekenler, M. 2012. Hisse Senedi Piyasasında Para Politikalarının Rolü: Türkiye Örneği. *Marmara İİBF dergisi* 11: 103-128.
- Aktaş ve diğerleri 2008. Türkiye’de Para Politikasının Aktarımı: Para Politikasının Mali Piyasalara Etkisi. TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, çalışma tebliği No: 08/11: 1-17.
- Angeloni, I. ve Ehrmann, M. 2003. Monetary Policy Transmission in the Euro Area: Early Evidence. *Economic Policy* 18(37): 469-501

- Arduç, Ü. 2006. *Bankacılık Sektöründeki Dalgalanmaların Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri İle İncelenmesi*. Yayınlanmamış yüksek lisans tezi. İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Bleich, Fendel ve Rülke. 2013. Monetary Policy and Stock Market Volatility. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series*, no:45/2013, 33(3): 1669-1680
- Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31: 307-327.
- Bomfim, A. 2003. Pre-Announcement Effects, News, and Volatility: Monetary Policy and Stock Market. *Journal of Banking and Finance* 27(1): 133-151.
- Chang, M. ve C. W. Lee,. 2011. Announcement Effects and Asymmetric Volatility in Industry Stock Returns: Evidence from Taiwan. *Emerging Markets Finance & Trade* 47 (2): 48-69
- Dink, D. 2011. Modeling of Market Volatility With APARCH Model. *Uppsala Universitet. U.U.D.M. Project Report*.
- Duran ve diğerleri 2010. TCMB Faiz Kararlarının Piyasa Faizleri ve Hisse Senedi Piyasaları Üzerine Etkisi. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Ekonomi Notları, sayı: 8
- Duran, S. , A. Şahin. 2006. İMKB Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi. *Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi* 1(1): 57-70.
- Fornari, F. ve A. Mele. 1996. Modeling The Changing Asymmetry of Conditional Variances. *Economic Letters* 50: 197-203.
- Glosten, L.; Jagannathan, R., Runkle, D. 1993. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance* 48 (5): 1779-1801.
- Goodfriend, M. 2003. Interest Rate Policy Should Not React Directly to Asset Prices in Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies (William C. Hunter, George G. Kaufman, and Michael Pomerleano). Cambridge, MA: MIT Press: 445-457.
- Grauwe, P. D. (2008). Stock Prices and Monetary Policy. *CEPS Working document*. no: 304.
- Honda, Y. ve Kuroki, Y. 2006. Financial and Capital Markets' Responses to Changes in the Central Banks' Target Interest Rate: The Case of Japan. *The Economic Journal* 116(513): 812-842
- Hsu, C., Yu, J. ve Wen, S. 2013. The Analysts' Forecast of IPO Firms During The Global Financial Crisis. *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(3): 673-682

- Hussain, S. M. 2011. Simultaneous Monetary Policy Announcements and International Stock Markets Response: An Intraday Analysis. *Journal of Banking and Finance* 35: 752-764.
- Karunanayake, I., Valadkhani, A. ve O'Brien, M. 2010. Financial Crises and International Stock Market Volatility Transmission. *Australian Economic Papers* 49(3): 209-221
- Kasapoğlu, Ö. 2007. *Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Bir Uygulama*. Uzmanlık yeterlilik tezi. Ankara:TCMB
- Kashefi, Javad. 2008. The Effect of Changes in the Federal Funds Rate on Value and Growth Stock Prices: A Threshold GARCH Approach. *International Research Journal of Finance and Economics* 17, ISSN 1450-2887
- Kenani, J. M., Purnomo, J. ve Maoni, F. 2013. The Impact of the Global Financial Crisis on the Integration of the Chinese and Indonesian Stock Markets. *International Journal of Economics and Finance* 5(9): 69-81
- Kirchgassner, G. ve J. Wolters. 2007. *Introduction To Modern Time Series Analysis*. Berlin, Heidelberg: Springer Verlag Berlin Heidelberg.
- Leaven, L. ve H. Tong. 2010. U.S. Monetary Shocks and Global Stock Prices. IMF çalışma tebliği, No: 20/278. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10278.pdf>. Erişim tarihi:22.04.2014
- Liu, J. C. ve Wile, A. M. 2014. Preparing for Liftoff: The Impact of Rate Hikes on Stock Returns. JP Morgan Market Bulletin. [https://www.jpmorganmf.com/GTMA/MI-MB\\_ASIA\\_Liftoff\\_20140730W.pdf](https://www.jpmorganmf.com/GTMA/MI-MB_ASIA_Liftoff_20140730W.pdf) Erişim tarihi: 13.12.2014
- Lobo, B. 2000. Asymmetric Effects of Interest Rate Changes on Stock Prices. *The Financial Review, Eastern Finance Association* 35: 125-144
- Mikosch, T. , Kreib, J.P. , Davis, R.A. , Anderson, T.G. 2009. *Handbook of Financial Time Series*. Berlin: Heidelberg: Springer Verlag Berlin Heidelberg.
- Moya ve diğerleri. 2013. Relationship Between Interest Rate Changes and Stock Returns in Spain: A Wavelet-Based Approach. *Department of Economics and Finance, Universidad De Castilla-La Mancha*. Working papers DT-DAEF: 2013/4.
- Nelson, D. 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59 (2): 347-370.
- Rigobon, R. ve Sack, B. 2004. The Impact of Monetary on Asset Prices. *Journal of Monetary Economics* 51(8): 1553-1575
- Robert, F. Engle ve K. N. Victor. 1993. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The journal of Finance*. 48 (5): 1749-1778.
- Rosengren, E. S. 2014. Monetary Policy and Forward Guidance. Federal Reserve Bank of Boston. <http://www.bostonfed.org/news/speeches/rosengren/2014/041514/041514text.pdf>. Erişim tarihi: 13.21.2014.



- Sakthivel, P. ve diğerleri 2014. Impact of Global Financial Crisis on Stock Market Volatility : Evidence From India. *Asian Social Science* 10(10): 86-94
- Su, C. 2010. *Application of EGARCH Model to Estimate Financial Volatility of Daily Returns: The Empirical Case Of China*.Yayınlanmamış yüksek lisans tezi. University of Gothenburgs,School of Business, Economics and Law.
- Şahin, B. C. 2011. *Para Politikası Kararlarının Hisse Senedi Piyasası Üzerine Etkisi:Türkiye Uygulaması*. Uzmanlık yeterlilik tezi. Ankara: TCMB.
- Tunçel, A. K. 2008. İMKB’de İşlem Seansları Anomalisi. *Yönetim Bilimleri Dergisi* 6(1): 143-154
- Yükseler, Z. 2009. Türkiye’de Kriz Dönemlerinde Ekonomik Gelişmeler ve Ödemeler Dengesi Uyumunu. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası* :1-54
- Zakoian, J.M. Francq, C. 2010. *GARCH Models: Structure, Istatistical Inference and Financial Application*: Wiley.
- Zare, Azali ve Habibullah. 2013. Monetary Policy and Stock Market Volatility in the ASEAN5: Asymmetries over Bull and Bear Markets. *Procedia Economics and Finance, ScienceDirect* 7: 18-27.
- Zhang, C., Zhang, D. ve Breece, J. 2011. Financial Crisis, Monetary Policy and Stock Market Volatility in China. *Annals of Economics and Finance* 12(2): 371-388.

