

TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI PARA POLİTİKASININ GECELİK REPO FAİZ ORANLARININ OYNAKLIĞI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Elif ERER*
Ayşegül DUMLU KIRKPINAR†
Deniz ERER‡

ÖZET

Bu çalışmanın amacı 04.01.2010 ve 07.04.2014 dönemi arasında gecelik repo faiz oranlarının oynaklığını araştırmak ve böylece Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) beklentileri yönetip yönetmediğini tespit etmektir. Çalışmada 2010-2014 dönemlerini kapsayan gecelik repo faiz oranları ele alınmış olup GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri kullanılarak oynaklık araştırılmıştır. Yapılan modeller içerisinde gecelik repo faiz oranlarının oynaklığını açıklayan en uygun modelin EGARCH (1,1) modeli olduğu bulunmuştur. Analizden gerçekleşen durumların beklenen durumlardan daha etkili olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Yani kişilerin beklentileri gerçekleşmemiş ve bu durum oynaklığı artırmıştır. Gerçekleşen durumların beklentilere göre daha etkili olması Merkez Bankası'nın beklentileri yönetiyor olduğunun bir sonucudur.

Anahtar Kelimeler: Faiz Oranları, Merkez Bankası, Zaman Serileri Modelleri, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH

Jel Sınıflaması: E43, E58, C46

THE IMPACT OF CENTRAL BANK MONETARY POLICY ON VOLATILITY OF OVERNIGHT REPO INTEREST RATES

ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate the volatility of overnight repo interest rates between the periods of 04.01.2010 and 07.04.2014; and thus, to determine whether Central Bank of the Republic of Turkey manages the expectations or not. The overnight repo interest rates containing the periods 2010-2014 are dealt with and it is investigated the volatility by using GARCH, EGARCH, and GJR-GARCH models. It has found out that the optimal model is EGARCH (1,1) model accounting for the volatility of overnight repo interest rates within the conducted models. It has been inferred from the analysis that actual situations are more efficient than expectations. That is, people's expectations do not come true; and this situation increases the volatility. The fact that actual situations are more efficient than expectations is a result of the fact that Central Bank is managing the expectations.

Keywords: Interest Rates, Central Bank, Time Series Models, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH

Jel Classification: E43, E58, C46

* Doktora Öğrencisi, Ege Üniversitesi, Ekonomi Bölümü, elif_erer_@hotmail.com

† Arş. Gör., İzmir Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü; Doktora Öğrencisi, Dokuz Eylül Üniversitesi, İngilizce İşletme Yönetimi Bölümü, aysegul.dumlu@izmir.edu.tr

‡ Doktora Öğrencisi, Ege Üniversitesi, Ekonomi Bölümü, denizerer@hotmail.com

GİRİŞ

Merkez Bankası, küresel kriz dönemi sonrasında, temel amacı olan fiyat istikrarının yanında finansal istikrarı da sağlamaya yönelik politikalar uygulamaktadır. Bu amaçla TCMB, 2010 yılından itibaren yeni bir para politikası tasarımına gitmiştir. Bu dönemden itibaren geleneksel para politikalarının yanı sıra geleneksel olmayan para politikaları uygulanmaya başlamıştır. Geleneksel olmayan para politikalarından biri de faiz koridorudur. Faiz koridoru, gecelik borç alma ve borç verme faiz oranı arasındaki fark olarak ifade edilmektedir. TCMB, ekonomideki mevcut şartlara bağlı olarak, riskleri azaltmak ve şoklar karşısında ekonominin dirençliliğini arttırmak amacıyla faiz koridorunun genişliğini ayarlamaktadır. Faiz koridorunda yapmış olduğu değişikliklerle uzun vadeli faiz oranlarını etki etmesi de söz konusu olabilmektedir.

Piyasa faiz oranlarındaki değişim aynı zamanda para politikasının etkinliğini de göstermektedir. Bu etkinin yönü genel olarak iktisadi harcama birimlerinin kararlarını etkileyen kısa vadeli faiz oranlarından uzun vadeli faiz oranlarına doğrudur (Aklan ve Nargeleçekenler, 2008). Para politikasındaki değişiklikler söz konusu olduğunda piyasadaki mevcut menkul kıymetlerin getiri ve fiyatlarının verdikleri tepkileri ölçmek ve sonuçlarını değerlendirmek gerek uygulanmakta olan para politikasının etkinliğini değerlendirmede gerekse daha etkin politika kararları alma açısından önem arz etmektedir (İnal, 2006).

Para politikası karar alma mekanizmalarının faiz oranları için önemli bir işlevi vardır. Buna göre, esnek para politikaları kısa vadeli ve uzun vadeli faiz oranlarını azaltırken, diğer taraftan sıkı para politikaları yükseltmektedir. Para politikası karar alıcıları etkileme gücü açısından kısa dönemli faizleri doğrudan etkilemeye sahip olmasına rağmen, uzun dönemli faizler için böyle bir durum söz konusu değildir. Hâlbuki borçlanma maliyetlerini ve dolayısıyla ülkenin reel ekonomik faaliyetlerini etkileme açısından uzun dönemli faizler önemli işleve sahiptirler.

Kısa vadeli faiz oranlarındaki değişiklik uzun vadeli faiz oranlarına etki edebileceği için Merkez Bankası kısa dönemli faiz oranlarında değişime gidebilmektedir. Aslında bu durum Merkez Bankası'nın doğrudan uzun vadeli faizleri etkileyeceği anlamına gelmemektedir. Uzun vadeli faiz oranları, para politikalarının geleceği ile ilgili piyasa beklentilerini yansıtmaktadır. Merkez bankalarının para politikalarının etkinliği, para politikalarının uzun vadeli faiz oranları üzerindeki etkilerine bağlıdır (Aklan ve

Nargeleçekenler, 2008, 5). Para politikasının uzun dönemli faizleri etkilemesi, uzun dönemli faizler ile kısa dönemli faizler arasındaki ilişki değerlendirilerek ölçülebilmektedir. Bu kapsamda bekleyişler hipotezi hem kısa vadeli hem de uzun vadeli faizler arasındaki ilişkiyi göstermesiyle önem kazanmaktadır. Bekleyişler hipotezine göre, mevcut faiz oranlarındaki bilgi gelecekteki varlık fiyatlarının koşullu beklentilerini sağlamaktadır. Bu bağlamda uzun vadeli faiz oranlarının ileriye dönük yapısı en basit şekilde bekleyişler hipoteziyle ortaya konabilir. Bu teori Fisher (1930), Keynes (1930) ve Hicks (1953) ile popülerleşmiş ve sonrasında birçok ekonomist uzun dönemli faiz oranlarının belirlenmesiyle ilgili araştırmalarını sürdürmüşlerdir (Bekaert, Hodrick, 2001).

Para otoriteleri finansal piyasa katılımcılarının faiz bekleyişleri ile ilgilenirler. Bu bekleyişlerin para otoriteleri tarafından bilinmesi hem alınacak bir faiz kararının piyasa katılımcıları açısından sürpriz olup olmadığının tespit edilmesi, hem de faiz değişimlerine piyasa katılımcılarının reaksiyonunun belirlenmesi açısından önemlidir. İktisadi birimler gelecekte uygulanacak para politikalarının ekonomik amaçlar doğrultusunda olmadığına dair bekleyişlere sahip olduklarında, politika faizlerinde düşme olmasına rağmen tüm vade yapılarında faiz oranları yükselebilir. Burada merkez bankalarının piyasa bekleyişlerini etkilemeleri ve kredibilite sağlanması gibi hususlar öne çıkmaktadır (Aklan ve Nargeleçekenler, 2008).

Merkez bankaları bu amaçla gecelik repo faiz oranlarını bir politika aracı olarak kontrol etmektedirler (Carpenter and Demiralp, 2011). Bankaların para piyasasından borç aldığı faiz oranının ölçümü finansal istikrarın önemli bir göstergesidir ve bankalar, şirketler, kamu kurumları ve hane halkları gibi ekonomik aktörler için önemli bir faktördür. Çünkü faiz oranındaki artış kredi kanalını ve borç verme faiz oranını etkiler. Basel Komitesinin önerisine uyan bankalar için şokların riskini minimize etmek amacıyla faiz oranlarının gelecekteki seyrini öngörmek oldukça önemlidir (Cociuba, Mutu, Dezsı, 2010)

Literatürde gecelik faiz oranlarının oynaklığını inceleyen ampirik çalışmalar mevcuttur. Gençay ve Selçuk (2006), 1990-2001 dönemi için Türkiye’de gecelik faiz oranlarını uç değer teorisi ile incelemişlerdir. Gradojevic ve Güney (2008) entropi yaklaşımını kullanarak Türk interbank para piyasasında gecelik faiz oranları açısından piyasa beklentilerini incelemişlerdir. Dayioğlu (2012), Türkiye ve Amerika’da gecelik faiz oranlarının oynaklığını asimetrik GARCH modelleri ile incelemiştir. Olweny (2012)

Kenya’da Ağustos 1991-Aralık 2007 dönemi için hazine bonosu oranları kullanılarak kısa dönem faiz oranı oynaklığı ile faiz oranı düzeyleri arasındaki ilişki araştırılmış ve oynaklık ile kısa dönem faiz oranı arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Carpenter ve Demiralp (2011) Amerika, İngiltere ve Euro Bölgesi’ndeki gecelik faiz oranlarının oynaklığını beklentiler hipotezi çerçevesinde ele almışlar ve oynaklığı GARCH modelleri ile incelemişlerdir. Fornari (2005) ve Austin ve Dutt (2007) kısa dönem Amerikan faiz oranlarının oynaklığını GARCH modelleri ile incelemişlerdir.

Bu amaçla bu çalışmada 04.01.2010 ve 07.04.2014 dönemi arasında gecelik repo faiz oranlarının oynaklığı araştırılarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası para politikasının gecelik repo faiz oranlarının oynaklığı üzerindeki etkisi araştırılacaktır. Böylece TCMB’nin beklentileri yönetip yönetmediği tespit edilebilecektir. Ayrıca 2010 öncesi yaşanan küresel finansal krizin çalışma üzerindeki etkilerini azaltmak için veri seti 2010 yılından itibaren alınmıştır. Çalışmanın metodoloji bölümünde analizde kullanılacak GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modellerinden bahsedilmiştir. Çalışmanın veri seti ve ampirik sonuçlar bölümünde gecelik repo faiz oranları serisi için GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri kullanılarak oynaklık araştırılmıştır. Son olarak sonuç kısmıyla çalışma tamamlanmıştır.

METODOLOJİ

Çoğu ekonomik zaman serilerinin modellenmesi için gerekli olan yöntemler varyanslı ve sabit ortalama olmamalarından dolayı yeterli olmamaktadır. Bu nedenle zaman içerisinde yeni yöntemler ortaya çıkmıştır. Ortaya çıkan yöntemlerden birisi otoregressif koşullu değişen varyans (ARCH) modelidir. Bu yöntem Engle (1982) tarafından ortaya atılmıştır. ARCH yönteminden sonra farklı türde yeni modeller ortaya çıkmıştır. (Nelson, 1991; Christie, 1982; Schwert, 1989). Bu modeller, genelleştirilmiş otoregressif koşullu değişen varyans (GARCH) modeli (Bollerslev, 1986), üstel GARCH (EGARCH) modeli (Pagan ve Schwert, 1990; Nelson, 1991), ve GJR – GARCH (Glosten vd., 1993) modelidir.

ARCH Modeli

ARCH modeli ilk olarak Engle (1982) tarafından İngiltere’deki enflasyon oranının tahminine yönelik kullanılmıştır. Daha sonra, finansal ve ekonomik zaman serilerinin oynaklığını modellemek amacıyla kullanılmıştır (Fan ve Yao, 2003: 143). ARCH regresyon modeli, Y_t ’nin ortalamasının $X_t\beta$ olduğu varsayılarak elde edilebilir. Burada $X_t\beta$, β

bilinmeyen parametre vektörü ile ψ_{t-1} bilgi setine dâhil olan dışsal değişkenler ile gecikmeli içsel değişkenin doğrusal kombinasyonudur (Engle, 1982: 986-989).

$$Y_t/\psi_{t-1} \sim N(X_t\beta, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = h(e_{t-1}, e_{t-2}, \dots, e_{t-p}, \alpha) \quad (3)$$

$$e_t = Y_t - X_t\beta \quad (4)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 \quad (5)$$

$\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, p-1$, α_i 'lerin toplamının birden küçüktür ve aynı zamanda $\alpha_p > 0$ olmaktadır. Bu şartlar şartlı varyansın her zaman pozitif olmasını sağlamaktadır. (Kirchgassner ve Wolters, 2007: 245-246)

GARCH Modeli

GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılmıştır ve bu modelde anahtar kavram koşullu varyanstır. Klasik GARCH modellerinde koşullu varyans serinin geçmiş dönem değerlerinin karelerinin doğrusal bir fonksiyonudur (Zakoian ve Francq, 2010: 19). e_t gerçek değerli kesikli zaman stokastik süreci ve ψ_t t zamanındaki bilgi setini göstermektedir. GARCH(p,q) süreci aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

$$e_t/\psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \\ &= \alpha_0 + A(L)e_t^2 + B(L)h_t \end{aligned} \quad (7)$$

Burada,

$$p \geq 0, q > 0$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q$$

$$\beta_i \geq 0, i = 1, \dots, p$$

$p = 0$ için, süreç ARCH (q) sürecine indirgenir, ve $p = q = 0$ için e_t beyaz gürültüdür (white noise). ARCH (q) modelinde koşullu 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).

EGARCH Modeli

EGARCH modeli Nelson (1991) tarafından geliştirilmiştir. Eğer σ_t^2 t zamanında verilen bilginin şartlı varyansı ise, pozitif olmak zorundadır. GARCH modeli, bunu σ^2 'yi pozitif rassal değişkenlerin doğrusal bir kombinasyonu şeklinde ifade ederek sağlamaktadır. σ^2 'nin pozitif olmasını sağlamak için diğer bir yöntem, gecikmeli z_t ve zamanın bir fonksiyonu olarak $\ln(\sigma_t^2)$ 'yi doğrusallaştırmaktır.

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_t + \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k g(z_{t-k}) , \beta_1 \equiv 1 \quad (8)$$

Denklem (8)'de z_t standartlaştırılmış kalıntıdır. EGARCH modeli borsa getirileri ve oynaklık değişimleri arasındaki asimetrik ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bunu sağlamak için, $g(z_t)$ 'nin değeri z_t 'nin işaretine ve büyüklüğünün bir fonksiyonu olmak zorundadır. $g(z_t)$, şartlı varyans sürecinin $\{\sigma_t^2\}$ hisse senedi fiyatlarındaki artış ve azalışlara asimetrik tepki verilmesine izin vermektedir (Nelson, 1991: 350-351). EGARCH(p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\ln h_t = \alpha_0(1 - \beta_1) + \gamma_1 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_2 \left(\left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - E \left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| \right) + \beta_1 \ln h_{t-1} \quad (9)$$

$$\ln h_t = w_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i g(z_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \gamma_j \ln(h_{t-j}) \quad (10)$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma [|z_t| - E|z_t|] \quad (11)$$

$$z_t = \frac{u_t}{\sqrt{h_t}} \quad (12)$$

GJR-GARCH Modeli

GJR – GARCH modeli Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından ortaya çıkarılmıştır. Pozitif ve negatif beklenmeyen getiriler koşullu varyans üzerinde farklı etkilere sahiptir. Aynı zamanda, borsa getirilerinin koşullu ortalama ve koşullu varyansı arasında negatif bir ilişki vardır (Glosten vd., 1993: 1799).

EGARCH modelinin avantajlarına rağmen modelin ampirik tahmini teknik olarak zordur, çünkü yüksek sayıda doğrusal olmayan algoritmalar içerir. Bunun aksine, GJR – GARCH modeli çok daha basittir. (Wang, 2007: 38)

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k e_{t-k}^2 d_{t-k} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (13)$$

Yukarıdaki varyans denkleminde yer alan kukla değişken (d_t), $e_t < 0$ değerini aldığı anda $d_t = 1$, diğer durumlarda ise $d_t = 0$ değerini almaktadır. Bu nedenle asimetri parametresi γ , $d_t = 1$ değerini aldığı zaman anlamlı olmaktadır. Modelde kötü ve iyi haberler koşullu varyans üzerindeki farklı olarak belirtilmiştir. Kötü haberlerin ($\varepsilon_t < 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisi ($\alpha + \gamma$) olarak belirtilirken iyi haberlerin ($\varepsilon_t > 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisi α ile belirtilmiştir. $\gamma > 0$ olduğu zaman, kaldıraç etkisinin varlığından ve kötü haberlerin oynaklığı arttırdığından söz edilebilir. $\gamma = 0$ olması durumunda ise, haberlerin oynaklık üzerine etkisi simetrik olmayacaktır (Mazıbaşı, 2005: 8).

VERİ SETİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

Veri Seti

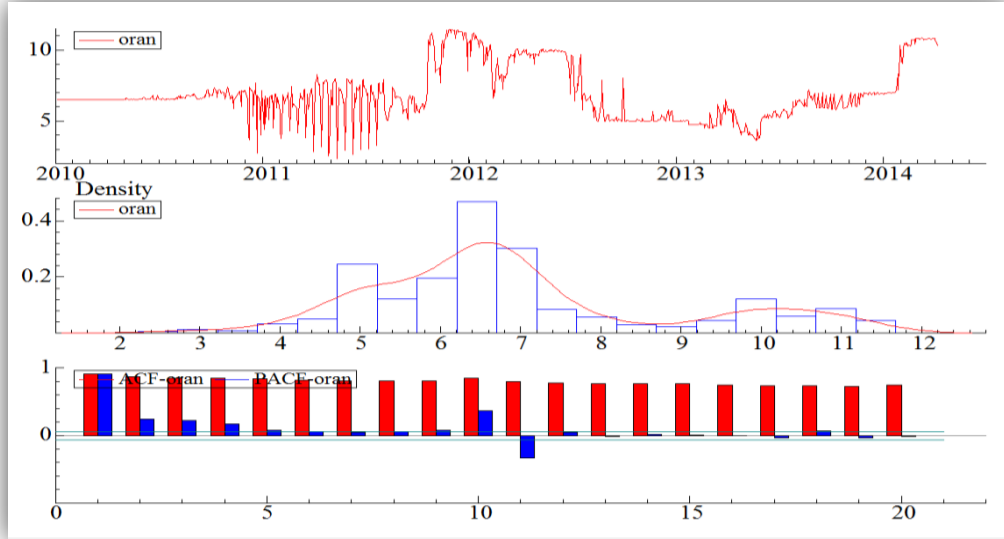
Bu çalışmanın amacı, gecelik repo faiz oranlarının oynaklığını modellemek ve böylece TCMB'nin beklentileri yönetip yönetmediğini tespit etmektir. Bu amaçla, 04.01.2010 ve 07.04.2014 dönemine ilişkin gecelik repo faiz oranlarına ait günlük veriler kullanılmıştır. Başlangıç tarihi olarak Ocak 2010'un seçilmesinin nedeni, bu tarihin küresel kriz sonrası dönemi ifade etmesidir. Böylelikle 2010 öncesi yaşanan küresel finansal krizin çalışma üzerindeki etkileri azaltılacaktır. Veri seti, Borsa İstanbul internet sitesinden elde edilmiştir. Analiz, Eviews-8 ve OxMetrics 6.30 paket programları kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Ampirik Sonuçlar

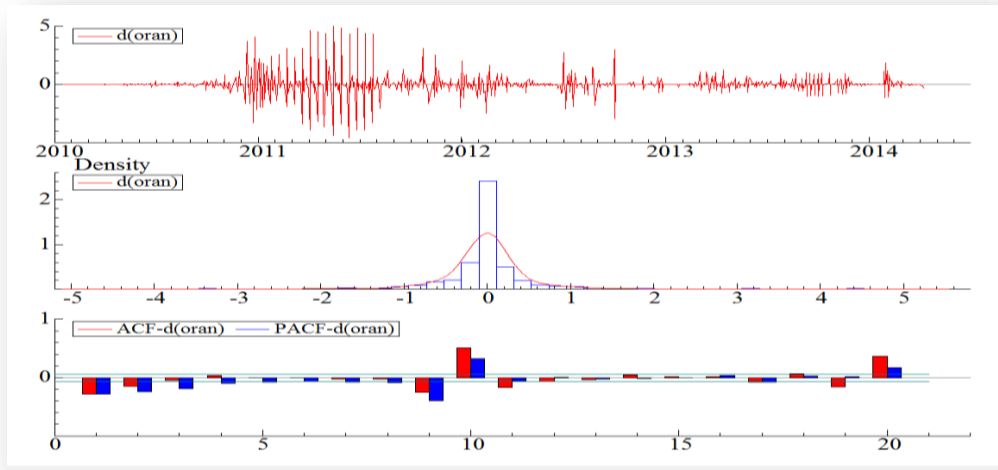
İlk olarak, gecelik repo faiz oranlarına ilişkin zaman yolu grafiği incelenmektedir. Şekil 1'in (a) panelinde gecelik repo faiz oranlarına ait zaman yolu grafiği, (b) panelinde histogramı ve (c) panelinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının grafikleri yer almaktadır. Gecelik repo faiz oranlarının zaman yolu grafiği incelendiğinde, faiz oranlarının belirli aralıklarla kümelendiği görülmektedir. Gecelik repo faiz oranlarındaki bu kümelenme aynı zamanda oynaklığın da belirli aralıklarla dalgalanmasına ve kümelenmesine neden olmaktadır. Oynaklık kümelemesi de denilen bu olayda büyük değişimleri büyük

değişmeler, küçük değişmeleri küçük değişmeler takip etmektedir. Serinin korelogramı incelendiğinde, otokorelasyon katsayısı yüksek bir değerden başlamakta ve ağır bir şekilde azalmakta olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, gecelik repo faiz oranları serisinin durağan olmadığı söylenebilir.

Şekil 1: Gecelik Repo Faiz Oranlarının Zaman Yolu Grafiği, Histogramı ve Korelogramı



Şekil 2: Birinci Dereceden Farkı Alınan Gecelik Repo Faiz Oranları Serisinin Zaman Yolu Grafiği, Histogramı ve Korelogramı



Gecelik repo faiz oranları serisini durağan hale getirmek amacıyla, serinin birinci dereceden farkı alınmıştır. Birinci dereceden farkı alınmış serinin zaman yolu grafiği, histogramı ve korelogramı Şekil 2'de gösterilmektedir. Şekil 2 incelendiğinde, serinin sıfır

ortalama etrafında seyrettiği görülmektedir. Ayrıca, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları hızlı bir şekilde sifıra yaklaşmakta ve güven sınırları içinde kalmaktadır. Dolayısıyla gecelik repo faiz oranları serisinin I(1) düzeyinde durağan olduğu söylenebilir.

Tablo 1: I(0) ve I(1) İçin Gecelik Repo Faiz Oranları Serisine Ait ADF ve Philips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

ADF	I(0)		I(1)	
	Test istatistiği	Mac-Kinnon Kritik Değerleri	Test istatistiği	Mac-Kinnon Kritik Değerleri
	-1.889372	-3.436474*** -2.864132** -2.568202*	-13.05300	-3.436474*** -2.864132** -2.568202*
Philips-Perron	Test istatistiği	Kritik Değerleri	Test istatistiği	Kritik Değerleri
	-5.173538	-3.436474*** -2.864132** -2.568202*	-70.07211	-3.436474*** -2.864132** -2.568202*

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

Gecelik repo faiz oranlar serisi için I(0) ve I(1) düzeylerine ait ADF ve Philips-Perron birim kök test sonuçları Tablo 1’de yer almaktadır. Tablo 1 incelendiğinde, düzey değerinde ADF test istatistiği değeri 0.05 önem seviyesi için kritik değerden mutlak değerce daha küçük olduğu için seride birim kök olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilemez. Bu nedenle, seri I(0) düzeyinde durağan değildir. Bununla birlikte, I(1) düzeyi için yapılan ADF birim kök test istatistiği değeri 0.05 önem seviyesi için kritik değerden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilmektedir. Düzey değeri için uygulanan Philips-Perron birim kök test istatistiği değeri 0.05 önem seviyesindeki kritik değerden mutlak değerce daha büyük olduğundan, seride birim kök olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, seri düzeyde durağandır.

Tablo 2’de birinci dereceden farkı alınan gecelik repo faiz oranları serisine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tablo 2 incelendiğinde, gecelik repo faiz oranları serisi sıfır ortalama etrafında dağılmaktadır. I(1) serinin basıklık değeri “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, I(1) serisi normal dağılım göstermeyip, leptokörtik dağılım özelliğine sahiptir.

Tablo 2: Birinci Dereceden Farkı Alınan Gecelik Repo Faiz Oranları Serisine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Ortalama	0.003666
Medyan	0.000000
Maksimum	4.980000
Minimum	-4.600000
Std. Sapma	0.797626
Çarpıklık	0.968628
Basıklık	18.71671
Jarque-Bera	10887.50
Olasılık	0.000000

Birinci dereceden farkı alınmış gecelik repo faiz oranları serisinin (R) otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının birlikte değerlendirilmesi ve Akaike (AIC) bilgi kriterinin en küçük olması nedeniyle bu seri için en uygun ARMA(p,q) modelinin ARMA(10,10) olduğu bulunmuştur. ARMA(10,10) model tahmin sonuçları Tablo 3’de gösterilmektedir.

Tablo 3: Gecelik Repo Faiz Oranları Serisi için ARMA (10, 10) Modeli

Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.003964	0.006704	0.591208	0.5545
AR(1)	-0.759381	0.235951	-3.218386	0.0013
AR(2)	-0.769028	0.232699	-3.304824	0.0010
AR(3)	-0.773255	0.228698	-3.381117	0.0007
AR(4)	-0.699524	0.230290	-3.037578	0.0024
AR(5)	-0.603035	0.199024	-3.029957	0.0025
AR(6)	-0.566103	0.165819	-3.413984	0.0007
AR(7)	-0.602750	0.154148	-3.910202	0.0001
AR(8)	-0.422983	0.164826	-2.566237	0.0104
AR(9)	-0.428811	0.130505	-3.285772	0.0011
AR(10)	0.233277	0.139666	1.670252	0.0952
MA(1)	0.435258	0.233932	1.860621	0.0631
MA(2)	0.266328	0.160336	1.661063	0.0970
MA(3)	0.286188	0.108101	2.647411	0.0082
MA(4)	0.219580	0.108789	2.018405	0.0438
MA(5)	0.111848	0.085715	1.304892	0.1922
MA(6)	0.073128	0.071147	1.027847	0.3043
MA(7)	0.200876	0.069850	2.875835	0.0041
MA(8)	-0.038372	0.088657	-0.432813	0.6652
MA(9)	-0.096939	0.064455	-1.503990	0.1329
MA(10)	-0.239648	0.056114	-4.270704	0.0000
R-kare	0.412175	Akaike bilgi kriteri		1.903700
Log likelihood	-961.3093	Schwarz bilgi kriteri		2.004208

Koşullu farklı varyansı test etmek için Engle (1982) Lagrange multiplier testini önermiştir. Bu test, doğrusal regresyondaki $\alpha_i = 0$ ($i = 1, \dots, m$) test eden F istatistiğine karşılık gelmektedir.

$$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{m-1}^2 + e_t, \quad t = m + 1, \dots, T \quad (14)$$

Denklem (14)'de e_t hata terimini ve T örnek hacmini göstermektedir, m önceden belirlenmiş (prespecified) pozitif tamsayıdır. Sıfır hipotez $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_m = 0$ 'dır.

$$SSR_0 = \sum_{t=m+1}^T (a_t^2 - \bar{w})^2 \quad (15)$$

Burada $\bar{w} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T a_t^2$ a_t^2 'nin örnek ortalamasıdır.

$$SSR_1 = \sum_{t=m+1}^T \hat{e}_t^2 \quad (16)$$

Burada \hat{e}_t doğrusal regresyonun en küçük kareler artığıdır. O halde test istatistiği,

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/m}{SSR_1/(T - 2m - 1)} \quad (17)$$

Bu test, asimtotik olarak sıfır hipotezi altında m serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir. Eğer $F > \chi_m^2(\alpha)$ ise sıfır hipotezi reddedilir (Tsay, 2005: 102).

ARMA (10,10) modelinin artıklarında ARCH etkisinin varlığını test etmek amacıyla ARCH-LM testi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 4'deki gibidir. Tablo 4 incelendiğinde, 2., 4. ve 8. gecikmeler için hesaplanan test istatistiklerinin olasılık değerleri 0.05 önem seviyesinden küçük olduğu için, hatalarda ARCH etkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Tablo 4: ARCH-LM Test Sonuçları

	2. gecikme	4. gecikme	8. gecikme
d(R)	91.08910 (0.0000)	25.64805 (0.0000)	17.78466 (0.0000)

Modelde ARCH etkisinin varlığı bulunduğundan sonra oynaklığın modellenmesine ilişkin GARCH (1,1) modeli uygulanmıştır. Tablo 5 GARCH (1,1) modelinin sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5: GARCH (1,1) Modeli

	Katsayı	Standart Sapma	t-değeri	t-olasılığı
Cst(V)	0.0000022	.2039e-0198	338e+012	0.0000
ARCH(Alpha1)	2.543508	0.47763	5.325	0.0000
GARCH(Beta1)	0.250259	0.043708	5.726	0.0000

GARCH (1,1) model tahmin sonuçları incelendiğinde, ARCH etkisini gösteren α_1 ve GARCH etkisini gösteren β_1 parametrelerinin toplamının 1'den büyük olduğu görülmektedir. Bu durum, koşullu varyansın durağanlık koşulunun sağlanmadığını göstermektedir. Dolayısıyla GARCH (1,1) modeli uygun bir model değildir.

EGARCH (1,1) modeli seriye uygulanarak modelin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: EGARCH (1,1) Modeli

	Katsayı	Standart Sapma	t-değeri	t-olasılığı
Cst(V)	1.781290	1.5230	1.170	0.2424
ARCH(Alpha1)	-0.284586	0.076459	-3.722	0.0002
GARCH(Beta1)	0.962615	0.013092	73.53	0.0000
EGARCH(Theta1)	-0.272866	0.089443	-3.051	0.0023
EGARCH(Theta2)	1.348110	0.23353	5.773	0.0000

EGARCH (1,1) model tahmin sonuçları incelendiğinde, işaret etkisini gösteren γ_1 katsayısı negatiftir ve 0.05 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır. Bunun anlamı, pozitif haberler negatif haberlere göre oynaklık üzerinde daha etkilidir ve oynaklığı azaltmaktadır. Benzer şekilde, büyüklük etkisini gösteren γ_2 katsayısı da 0.05 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamlıdır ve bu katsayı pozitiftir. Dolayısıyla, gerçekleşen durumlar beklenen durumlardan daha iyidir. İşaret etkisini ve büyüklük etkisini birlikte ele aldığımızda ($\gamma_1 = -0.272866$ ve $\gamma_2 = 1.348110$), gerçekleşen durumlar gecelik repo faiz oranlarının oynaklığı üzerinde pozitif haberlere göre daha yüksek bir etki yapmaktadır. Diğer bir ifadeyle, Merkez Bankası beklentileri yönlendirmeye çalışmaktadır. Ayrıca, beklentiler gerçekleşmediği için piyasa etkindir.

Seriye ayrıca GJR-GARCH (1,1) modelini de uygularsak hangi modelin daha uygun olup olmadığı görülebilecektir. GJR-GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo 7: GJR-GARCH (1,1) Modeli

	Katsayı	Standart Sapma	t-değeri	t-olasılığı
Cst(V)	0.0000116	2411e-0201	816e+014	0.0000
ARCH(Alpha1)	1.370755	0.47910	2.861	0.0043
GARCH(Beta1)	0.378919	0.054933	6.898	0.0000
GJR(Gamma1)	1.111865	0.65429	1.699	0.0896

GJR-GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçlarına göre, ARCH ve GARCH parametreleri 0.05 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamlıyken, asimetri parametresi γ istatistiki açıdan anlamsız olarak bulunmuştur. Ayrıca, ARCH, GARCH ve asimetri parametrelerinin katsayılarının toplamı 1'den büyük olduğu için modelin seri için uygun

olmadığı belirlenmiştir. Yapılmış olan GARCH, EGARCH, GJR-GARCH modelleri içerisinde seriye en uygun model EGARCH (1,1) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Gecelik repo faiz oranları serisi için en uygun model olan EGARCH (1,1) modeli belirlendikten sonra seriye ait modelin deterministik özelliklerini belirlemek amacıyla diagnostik testler yapılmıştır. Diagnostik test sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 8: EGARCH (1,1) Modelinden Elde Edilen Artıklara İlişkin Normallik Testi Sonuçları

	İstatistik	t-Test	P-değeri
Çarpıklık	0.78659	10.381	3.0304e-025
Basıklık	7.9315	52.387	0.00000
Jarque-Bera	2838.8		0.00000

Tablo 8’de EGARCH (1,1) modelinden elde edilen artıklara ilişkin çarpıklık, basıklık ve Jarque-Bera istatistikleri yer almaktadır. Çarpıklık değeri 0.78659’dur ve asimetri etkisi söz konusudur. Basıklık değeri ise 7.9315’dir ve bu değer “3” kritik değerinden yüksektir. Dolayısıyla leptokurtik yapı devam etmektedir. Yani seri belli bir seviyeden sonra değişmekte ancak bu değişim çok hızlı bir şekilde olmaktadır. J-B test istatistiği değeri 2838.8’dir ve dolayısıyla 0.05 önem seviyesinde artıkların normal dağılımlı olduğunu söyleyen sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece Jarqua-Bera testi ile bu serinin kalıntılarının hala normal dağılmadığı görülmektedir.

Tablo 9: Standartlaştırılmış Artık Karelere İlişkin Q İstatistikleri

Standartlaştırılmış Artık Karelere İlişkin Q İstatistikleri
Q(5) = 4.87221 [0.1813977]
Q(10) = 8.62147 [0.3752267]
Q(20) = 16.2786 [0.5731095]
Q(50) = 37.4487 [0.8639690]

Standartlaştırılmış artıklara ilişkin Q(50) istatistiği değeri 0.8639690 ve olasılık değeri (0.000001) olarak bulunmuştur. Bu durum sisteme gelen şokun 50. gecikmede bile ortadan kalkmadığını göstermektedir. Tablo 9’da ise standartlaştırılmış artık karelere ilişkin 5, 10, 20 ve 50. gecikmeler için Q istatistik değerleri yer almaktadır. Tablo 9 incelendiğinde, Q istatistiklerinin tüm gecikmelerde 0.05 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Dolayısıyla otokorelasyon fonksiyonu hızlı bir şekilde sifıra yaklaşmaktadır. GARCH etkisi ortadan kalkmıştır.

*Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Para Politikasının Gecelik Repo Faiz Oranlarının Oynaklığı
Üzerindeki Etkisi*

Elif Erer, Ayşegül Dumlu Kırkpınar, Deniz Erer

Tablo 10: Haber Etkisine Dayalı İşaret Etkileri

	Test	P-değeri
İşaret etkisi t-Testi	0.18648	0.85207
Negatif etki Bias t-Testi	0.85520	0.39244
Pozitif etki Bias t-Testi	1.75375	0.07947
Üçünün Ortak Etkisi	4.25770	0.23495

Tablo 10'da ise işaret etkilerine ilişkin istatistikler yer almaktadır. Tablo 10'daki sonuçlara göre, işaret etkisi ve negatif işaret etkisi 0.05 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamsız iken, pozitif işaret etkisi 0.10 önem seviyesinde anlamlıdır. Dolayısıyla, gecelik faiz oranının oynaklığı üzerinde pozitif haberler etkilidir. Ancak üç etkinin toplamda olan etkisi istatistiksel olarak anlamlı değildir. Yani model içerisinde tüm etkiler birlikteyken etki yaratmasa bile, tek tek ele alındığında etki yaratabilmektedir.

Tablo 11: EGARCH (1,1) Modelinin Artıklarına İlişkin ARCH-LM Test Sonuçları

ARCH 1-2 testi:	F(2,1035) =	1.0331 [0.3563]
ARCH 1-5 testi:	F(5,1029) =	0.96643 [0.4372]
ARCH 1-10 testi:	F(10,1019)=	0.86998 [0.5611]

EGARCH (1,1) modelinden elde edilen artıklara ilişkin 2, 5 ve 10. gecikmeler için ARCH-LM test sonuçları Tablo 11'de yer almaktadır. Sonuçlara göre tüm gecikmelerde ARCH etkisi ortadan kalkmıştır.

Tablo 12: Nyblom İstatistikleri

Cst(V)	0.18918
ARCH(Alpha1)	0.94222
GARCH(Beta1)	0.27331
EGARCH(Theta1)	0.17841
EGARCH(Theta2)	0.32938

Parametrelerin zaman içerisinde var olan duruma göre esnek olup olmadığını ölçmek için Nyblom testi uygulanmıştır. Tablo 12, Nyblom testi sonuçlarını göstermektedir. Bu teste ilişkin 0.01 ve 0.05 önem seviyelerine ilişkin kritik değerler, sırasıyla, 0.75 ve 0.47'dir. Buna göre, sabit terim, GARCH parametresi ile γ_1 ve γ_2 parametreleri istikrarlıdır ve dolayısıyla iktisadi açıdan yorumlanabilir. Bu durum R serisi için tahmin edilen EGARCH(1,1) modeli sonuçlarıyla uyumlu olduğunu da göstermektedir.

SONUÇ

TCMB, iç ve dış şoklar karşısında ekonominin daha az etkilenmesi için gecelik faiz oranlarında ayarlamalara gitmektedir. Örneğin, Ocak 2011 döneminde faiz oranlarında aşağı yönlü oynaklık sağlamak amacıyla gecelik repo faiz oranlarını azaltırken, 2014 döneminde iç ve dış piyasalardaki olumsuz gelişmelerin, enflasyon ve makroekonomik görünümü olumsuz yönde etkilemesi sonucu gecelik repo faiz oranlarını arttırmıştır. Bu çalışmada 04.01.2010 ve 07.04.2014 dönemi arasında gecelik repo faiz oranlarının oynaklığı araştırılarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası para politikasının gecelik repo faiz oranlarının oynaklığı üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

Çalışmada 2010 öncesi yaşanan küresel finansal krizin çalışma üzerindeki etkilerini azaltmak için veri seti 2010 yılından itibaren alınmış olup gecelik repo faiz oranları serisinde GARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri kullanılarak oynaklık araştırılmıştır. Yapılan modeller içerisinde gecelik repo faiz oranlarının oynaklığını açıklayan en uygun modelin EGARCH (1,1) olduğu bulunmuştur. Yapılan EGARCH (1,1) modeli sonuçlarına göre, pozitif haberler negatif haberlere göre oynaklık üzerinde daha etkilidir ve pozitif haberler gecelik repo faiz oranlarının oynaklığını azaltmaktadır. Ayrıca analizde gerçekleşen durumlar beklenen durumlardan daha etkili sonucu ortaya çıkmıştır. Yani kişilerin beklentileri gerçekleşmemiş ve bu durum oynaklığı artırmıştır. Gerçekleşen durumlar ile pozitif haberler arasındaki etkiye bakıldığında, gerçekleşen durumlar pozitif haberlere göre gecelik repo faiz oranlarının oynaklığı üzerinde daha fazla etki yapmaktadır. Gerçekleşen durumların beklentilere göre daha etkili olması Merkez Bankası'nın beklentileri yönlendirmeye çalıştığı sonucudur. Böylece Merkez Bankası'nın piyasa mekanizması içindeki etkinliğinin giderek artması söz konusu olmaktadır.

KAYNAKÇA

Akkan N.A. ve Nargeleçekenler M. (2008). Para politikası faiz kararları ve uzun dönem faiz ilişkisi: Türkiye örneği. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, XXV (2): 141-163.

Austin, Adrian ve Dutt, Swarna (2007). ARCH in Short Term Interest Rates: Case Study USA. *Journal of Economics* 40: 125-132.

Bekaert G. ve Hodrick R.J. (2001). Expectations hypotheses tests. *Journal of Finance*, LVI (4): 1354-1394.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.

Carpenter, Seth B.; Demiralp, Selva (2011); “Volatility, Money Market Rates And The Transmission Of Monetary Policy”, Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Christie, A.A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances–value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, 10: 407-432.

Cociuba, Miah; Mutu, Simona; Dezsı, Eva; “Volatility Analysis Of The Overnight Interest Rates In Romania, Hungary And The Euro Zone”.
http://doctorat2010.usv.ro/art_doctoranzi/104/Conf_Int_3_lucrare.pdf

Dayiođlu, Tuđba (2012). Forecasting Overnight Interest Rates Volatility with Asymmetric GARCH Models. *Journal of Applied Finance Banking* 2(6): 151-162

Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50 (4): 987-1007.

Fan, J. ve Yao, Q. (2003). *Nonlinear time series: nonparametric and parametric methods*. Springer published.

Fisher I. (1930). *The theory of interest, a determined by impatience to spread income and opportunity to invest it*. New York: Macmillan Press.

Fornari, Fabio (2005). The Rise and Fall of US Dollar Interest Rate Volatility: Evidence From Swaptions. *Journal of Economics*: 87-98

Gençay, Ramazan ve Selçuk, Faruk (2006). Overnight Borrowing, Interest Rates and Extreme Value Theory. *European Economic Review* 50: 547-563

Glosten, L., Jagannathan, R. ve 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.

Gradojevic, Nikola; Güney, Ramazan (2008). Overnight Interest Rates and Aggregate Market Expectations, *Economic Letters* 100: 27-30

Hicks J. (1953). *Value and capital*. London: Oxford University Press.

İnal D.G. (2006). Türkiye’de para politikası faiz kararlarının uzun dönemli faizler üzerindeki etkisi. *Uzmanlık Yeterlilik Tezi*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü, Ankara.

Keynes, J.M. (1930). *A treatise on money*. London: Macmillan Press.

Kirchgassner, G. ve Wolters, J. (2007). *Introduction to modern time series analysis*. Berlin, Heidelberg: Springer Verlag.

Kozicki, S. (1999). How useful are taylor rules for monetary policy. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, Sayı: 84.

Mazıbaşı, M. (2005) “İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi Ve Öngörülmesi: Asimetrik Garch Modelleri İle Bir Uygulama” VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 26 - 27 Mayıs, İstanbul.

Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59 (2): 347-370.

Olweny, Tobias (2011). Modelling Volatility Of Short-Term Interest Rates In Kenya. *International Journal of Business and Social Science*, Vol 2, No 7, Special Issue-April 2011.

Pagan, A.R. ve G. W. Schwert (1990). Alternative models for conditional stock volatility. *Journal of Econometrics*, Sayı:45, 267–290.

Schwert, G.W. (1989). Why does stock market volatility change over time?. *Journal of Finance*, 44 (5): 1115-53.

Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practise. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Sayı: 32.

Tsay, R.S. (2005). *Analysis of financial time series*. Wiley Interscience, Second Edition.

Ullrich, K. (2003). A comparison between the fed and the ecb: taylor rules. *Zew Discussion Paper, Centre for European Economic Research*, Sayı: 03-19.

Wang, P. (2007). *Financial econometrics methods and models*. London; New York: Routledge.

Winkelmann, L., Bibinger M. ve Linzert T. (2013). ECB monetary surprises: identification through cojumps in interest rates. *European Central Bank Economic Risk Discussion Paper*, Sayı: 38.

Zakoian, J.M. ve Francq, C. (2010). *GARCH models: structure, istatistical inference and financial application*. Wiley.