

Türkiye'de Faiz, Enflasyon ve Kur Şoklarının Bulaşıcılığının ARMA-EGARCH Yöntemiyle Analizi*

Burçay YAŞAR AKÇALI**, Ebubekir MOLLAAHMETOĞLU***, Erdinç ALTAY****

Öz

Kurumsal ya da bireysel yatırım kararlarının belirlenmesi açısından, ekonomik faaliyetlerin planlanması ve politikalarının belirlenmesi, özellikle faiz, enflasyon ve kur göstergelerinin gelişiminin takip ve tahmin edilmesi ve bunlarda meydana gelen şokların ortaya çıkaracağı sonuçların öngörülmesi önemlidir. Çalışmada, finansta bulaşıcılık etkisi analizi kapsamında, ARMA-EGARCH modellemesi kullanılarak, Türkiye'de; Mart 1999- Aralık 2018 dönemi, aylık verilerle, faiz (üç aylık mevduat faiz oranı ve gecelik faiz oranı), enflasyon (TÜFE) ve kur (TL/Dolar kuru ve reel efektif döviz kuru) değişkenlerinde meydana gelen şokların karşılıklı bulaşıcılığı bir başka deyişle faiz oranları, enflasyon ve döviz kuru değerlerindeki şokların birbirlerinin koşullu değişkenliği üzerinde yarattığı etkinin analiz edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada, ayrıca piyasaya giren bilginin faiz oranları, enflasyon ve döviz kuru koşullu değişkenliği üzerindeki kalıcılık ve asimetriklik özellikleri de incelenmektedir. Elde edilen bulgular değişkenlerin birbirlerinin koşullu değişkenlikleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere yol açtığı, dolayısıyla birbirlerine bulaştıkları yönündedir.

Anahtar Kelimeler: Finansal Bulaşma, Volatilite Yayılması, Volatilite Bulaşması, ARMA-EGARCH, Türkiye

JEL Classification: G17, C58, E44



Özgün Araştırma Makalesi (Original Research Article)

Geliş/Received: 05.09.2019

Kabul/Accepted: 26.10.2019

DOI: <http://dx.doi.org/10.17336/igusb.615922>

* Bu makale, 17-19 Nisan 2019 tarihinde GELİŞİM-UWE 2019: 3. Uluslararası Ekonomi, Finans ve Yönetim Konferansı'nda sunulan "Türkiye'de Faiz, Enflasyon ve Kur Şoklarının Bulaşıcılığının ARMA-EGARCH Yöntemiyle Analizi" adlı bildirinin gözden geçirilmiş ve genişletilmiş versiyonudur.

** Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü, İstanbul, Türkiye,

E-posta: burcayy@istanbul.edu.tr, **ORCID ID** <https://orcid.org/0000-0002-3468-0644>

*** Arş. Gör., İstanbul Üniversitesi, Para, Sermaye Piyasaları ve Finansal Kurumlar Bilim Dalı, İstanbul, Türkiye, E-posta: ebubekirm@istanbul.edu.tr, **ORCID ID** <https://orcid.org/0000-0003-2900-6580>

**** Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü, İstanbul, Türkiye,

E-posta: eraltay@istanbul.edu.tr, **ORCID ID** <https://orcid.org/0000-0002-4461-3891>

Contagion Analysis of Interest Rates, Inflation and Exchange Rate Shocks in Turkey by Implementing ARMA-EGARCH Model

Abstract

It is important to monitor and estimate the interest rates, exchange rates and inflation indicators and foresee the consequences of the shocks occurring among these variables in order to determine the economic plans and policy formation for institutional as well as individual investment decisions. This paper analyses the cross-volatility spillover effects of the shocks occurring in the variables among interest rate (three-month deposit interest rate and overnight interest rate), inflation (CPI) and exchange rate (TL / USD exchange rate and real effective exchange rate) in the context of financial contagion. The ARMA-EGARCH methodology is implemented to the monthly data in the period of March 1999 to December 2018 in order to analyze the effects of the shocks in interest rates, inflation and exchange rates to each others' their conditional variabilities. This study also examines the persistence and asymmetric characteristics of the new information on conditional variability of the variables. The empirical results show that all variables have statistically significant effects on each other's conditional variability, and thus there is an evidence of the existence of volatility spillover among these variables.

Keywords: Financial Contagion, Volatility Spillover, Volatility Contagion, ARMA-EGARCH, Turkey

JEL Classification: G17, C58, E44

1. GİRİŞ

Ekonominin temel göstergeleri arasında yer alan faiz, enflasyon ve döviz kurları, hem finans sektöründe hem de reel sektörde faaliyet gösteren işletmeler ve yatırımcılar için dikkatle izlenmesi gereken değişkenlerdir. Bu değişkenlerde meydana gelen beklenmeyen değişimler, başka bir diğer deyişle şoklar, karmaşık ilişkiler ağı ile diğer ekonomik değişkenler üzerinde de önemli etkilere neden olmaktadır. Gerek ekonomik faaliyetlerin planlanması, gerek makroekonomik politikaların belirlenmesi, gerekse kurumsal ya da bireysel yatırım kararlarının belirlenmesi açısından özellikle faiz, enflasyon ve döviz kurları göstergelerinin gelişiminin takip ve tahmin edilmesi ve bunlarda meydana gelen şokların ortaya çıkaracağı sonuçların öngörülmesi önemlidir.

Faiz, enflasyon ve döviz kurları arasındaki etkileşimi açıklamaya yönelik olarak ileri sürülen uluslararası Fisher teorisi, kurdaki değişimleri ülkelerin faiz oranlarındaki değişimlere dayalı olarak açıklarken; satın alma gücü paritesi teorisi ise kurun ülkeler arası enflasyon oranları arasındaki farka dayalı olduğunu ileri sürmektedir. Diğer yandan nominal faiz oranlarının görece olarak yüksek olduğu ülke para birimlerinin değerindeki düşüş, beklenen enflasyon oranındaki yükseliş ile ilişkilendirilmektedir. Nominal faiz ile enflasyon arasında uzun dönemli nedensellik ilişkisinin pozitif yönlü olması Fisher etkisinin var olduğu anlamına gelmektedir. Ancak, kısa dönemli etkiler açısından yapılan çalışmalar düşük faiz oranlarının düşük enflasyona sebep olduğunu ifade etmekte ve bu etki Neo-Fisher etkisi olarak adlandırılmaktadır. Reel faiz oranı, piyasadaki algılanan riskin bir ölçütüdür. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde risk algılamaları düzeyinde yaşanan sürekli değişimler, enflasyonun, faiz oranının ve döviz kurunun birbirlerine olan duyarlılığının ve faktörler arası korelasyonun yüksek olması,

iktisat politikalarında yaşanan sürekli değişimler, piyasalarda yaşanan finansal ve ekonomik istikrarsızlığın potansiyel bir kaynağı olarak ön plana çıkmaktadır. Bu nedenle, iktisadi politikalar açısından piyasalar arasında oynaklıkların bir diğer piyasaya bulaşmasının ve bulaşmanın kalıcılığının analiz edilmesi, zamanında ve etkin bir para politikası uygulayıcılarına yön verebilir.

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar arasında yer alan Sever ve Mızrak (2007) ile Barbaros ve Erol (2007)'in VAR yöntemi uygulanarak yaptıkları çalışmada söz konusu değişkenlerin karşılıklı olarak birbirlerinden etkilendiklerine dair sonuçlara ulaşmıştır. Korkmaz (2017)'in regresyon analizinin uygulanmasına dayalı çalışmasında ise, faiz oranının enflasyon oranlarını etkilediğine dair bulgular elde edilmiştir. Okur (2017) ise, 1986-2016 döneminde Türkiye'de enflasyon oranı ile faiz oranı arasında çift yönlü nedenselliğin var olduğu ancak reel kurdan faiz ya da enflasyon oranına doğru nedenselliğin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. İşcan ve Kaygısız (2019), 2009-2017 döneminde uyguladıkları Granger nedensellik analizi ile kurların hem faizin hem de enflasyonun nedeni, enflasyonun ise sadece faizin nedeni olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu çalışmalara ek olarak Gumus (2002), Gül, Ekinci ve Özer (2007), Uysal, Mucuk ve Alptekin (2008), Oktar ve Dalyancı (2011) ise kurla faiz oranı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara örnek olarak ise Taban ve Şengür (2016), Büyükakın vd. (2009) Atgür ve Altay'ın (2015), Doğan vd. (2016), Kılıcı (2018), Tayyar (2018), Demirgil ve Türkay (2018)'in çalışmaları verilebilir. Diğer yandan Bozdağhoğlu ve Yılmaz (2017) ve Sarı (2018) ise döviz kurlarındaki değişim ile enflasyon ilişkisini araştırmışlardır. Bütün bu çalışmalar ağırlıklı olarak nedensellik ve eşbütünleşme analizlerine dayanmaktadır. Farklı dönemlerde yapılmış olan bu çalışmalardan elde edilen sonuçlar genel olarak değişkenler arasında ilişkinin varlığını ortaya koymakla birlikte nedenselliklerin yönü birbirinden farklı olarak ortaya çıkmıştır. Bu çalışmada ise faiz, enflasyon ve kur değişkenleri arasındaki karşılıklı etkileşim ARMA-EGARCH yöntemi kullanılarak finansal bulaşıcılık yöntemi ile analiz edilmiştir. Böylelikle değişkenlerin birinci momentleri arasındaki ilişki yerine ikinci momentleri arasındaki ilişkinin incelenmesiyle bir değişkende meydana gelen şokun diğer değişkenin volatilitesi üzerindeki olası etkisinin araştırılması amaçlanmıştır.

Bu çalışmada Mart 1999 - Aralık 2018 döneminde Türkiye'de faiz, enflasyon ve kur değişkenlerinde meydana gelen şokların kalıcılık ve asimetric özellikleri de göz önünde bulundurularak karşılıklı bulaşma etkisi incelenmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde bulaşma etkisi açıklanmakta ve volatilité yayılma analizine ilişkin literatür taraması yer almakta, üçüncü bölümde ise Türkiye'de faiz, enflasyon ve kur arasındaki bulaşma etkisinin araştırılmasına yönelik veri ve yöntem açıklanmaktadır. Ortaya konulan bulgular ve elde edilen sonuçlara ilişkin tartışmalar çalışmanın dördüncü bölümünde yer almaktadır. Beşinci bölüm ise sonuç bölümüdür.

2. BULAŞMA ETKİSİ VE LİTERATÜR TARAMASI

Bulaşma etkisi, diğer bir deyişle volatilité yayılma etkisi, değişkenlerin birinci momentleri arasındaki ilişkinin incelenmesi yerine ikinci momentleri arasındaki ilişkinin incelenmesine dayanmakta ve değişkenlerin volatilitelerinin yalnızca kendi gecikmeli değerleri tarafından değil, diğer değişkenlerin volatilitelerinden de etkilenip etkilenmediğinin araştırılmasını mümkün kılmaktadır (Xiong ve Han, 2015: 1).

Edwards ve Sumsal (2001)'e göre volatilité yayılma etkisi bir piyasada görülen şokların diğer bir piyasanın volatilitesi üzerinde anlamlı bir şekilde artırıcı etkiye neden olması olarak tanımlanmaktadır. Literatürde genellikle bulaşma etkisinin, bir ülkede ya

da piyasada yaşanan krizlerin, diğer ülkelerin menkul kıymet borsaları üzerine bulaşma etkisini inceleme amaçlı ele alındığı görülmektedir. Ancak bazı çalışmalarda bir ülke içindeki döviz piyasası, para piyasası ya da sermaye piyasası gibi piyasalar arasındaki volatilite yayılma etkisi de bu kapsamda incelenmektedir (Özengin, 2008).

Dış ticaret ve sermaye hareketleri kanallarıyla ülke ekonomilerinin karşılıklı etkileşimlerinin oldukça yüksek bir düzeye çıkması ve kur, faiz ve diğer piyasalarda fiyatların serbest piyasalarda oluşması hem ülkelerin piyasaları arasında hem de bir ülke içinde farklı piyasalardaki şokların diğerleri üzerinde daha fazla etkili olmasına neden olmuştur. Bu durum akademik yazında da bulaşma ya da volatilite yayılma etkisinin giderek daha fazla incelenmesine neden olmuştur. Bulaşıcılık olgusunu araştıran çok sayıda çalışma arasında Alper ve Yılmaz (2004)'ün 1992-2001 döneminde yaptığı araştırma, gelişmekte olan piyasalar ve finans merkezleri arasındaki oynaklık yayılımını GARCH modeli ile incelemiş ve özellikle Asya krizi sonrasında diğer finans merkezlerinden BIST'e doğru bulaşma etkisinin olduğunu ortaya koymuştur. Bir diğer çalışmada, Erdem vd. (2005), 1991- 2004 döneminde Türkiye'de farklı hisse senedi fiyat endeksleri ile makroekonomik değişkenler arasındaki oynaklık yayılımını EGARCH modeli ile incelemiş, faiz oranlarından hizmet endeksi dışındaki tüm hisse senedi fiyat endekslerine ve döviz kurlarından, İMKB 100 ve sanayi endeksine doğru tek yönlü ve güçlü bir bulaşıcılık tespit edilmiştir. Çiçek (2010), 2004-2008 dönemini kapsayan araştırmasında, DİBS piyasasından hisse senedi ve döviz piyasasına doğru anlamlı bir oynaklık yayılma etkisine rastlanmamasına karşılık, bu iki piyasadaki DİBS piyasasına doğru anlamlı ve negatif yönlü bir oynaklık yayılma etkisi bulunduğunu göstermiştir.

Diğer ülkelerde yapılan çalışmalar arasında yer alan Iwatsubo ve Inagaki (2006)'nın çalışması, Asya ülkeleri ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki bulaşıcılık etkisini incelemiş ve karşılıklı bulaşıcılık etkisinin var olduğu sonucuna varmışlardır. Mishra vd. (2007)'nin çalışması ise, 1993-2003 döneminde E-GARCH modelinin uygulanması sonucunda Hindistan borsası ve döviz piyasası arasında çift yönlü bir oynaklık yayılımına dair bulgular sunmuştur. Yoon ve Kang (2007)'in, Kore tahvil, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılma etkisini incelediği çalışmasında da ortalama oynaklık seviyelerinin krizden sonra oldukça yüksek olduğunu ancak kısa vadede ortalama seviyesine geri döndüğünü ve belirli bir piyasada meydana gelen bir şokun anında diğer piyasalara iletildiği tespit etmiştir. Bir başka çalışmada Christiansen (2007), 1988-2002 döneminde ABD'den Avrupa tahvil borsalarına doğru yüksek bir oynaklık yayılımının olduğu sonucuna varmıştır. Bir başka çalışmada ise Bernadette ve Morales (2009), 7 Asya hisse senedi piyasası ile ABD piyasası arasındaki 2008 küresel finans krizi dönemindeki bulaşıcılık etkisini VAR-EGARCH yöntemi ile araştırmış ve ABD krizinin Asya sermaye piyasaları üzerinde bulaşıcı bir etkisinin olmadığını ancak volatilite geçişinin bu piyasalardaki karşılıklı etkileşimden kaynaklandığı sonucuna varmıştır. ABD küresel krizinin Kuzey Afrika ve Ortadoğu (MENA) ülkeleri sermaye piyasaları üzerindeki bulaşma etkisini inceleyen Khallouli ve Sandretto (2010) ise Markov-Switching EGARCH yöntemini uygulamış ve küresel finans krizinin ABD piyasalarından MENA ülkeleri piyasalarına bulaştığı sonucuna ulaşmışlardır. Palakkod (2012) ise 2005 - 2010 döneminde Hindistan sermaye piyasası, döviz piyasası ve emtia piyasası arasındaki volatilite yayılımını, AR(1)-GARCH (1,1) modeli ile incelemiş, döviz piyasaları ve emtia piyasalarından sermaye piyasalarına doğru ve sermaye piyasalarından döviz piyasasına doğru volatilite yayılımı olduğunu tespit etmiştir. Çelik vd. (2018), 2006-2015 döneminde kıymetli madenlerle gelişmekte olan ülke borsa endeksleri arasındaki getiri ve volatilite yayılımlarını çok değişkenli VAR-EGARCH analizi kullanarak incelemiş, kıymetli madenler için negatif bilgi şoklarının daha baskın olduğunu tespit etmiştir. Altın getirilerinden Endonezya, Hindistan, Brezilya ve Türkiye hisse senedi piyasalarına pozitif, Brent petrol getirilerinden ise Hindistan, Brezilya ve

Türkiye hisse senedi piyasalarına negatif getiri yayılımı olduğu ve kıymetli madenlerden Türkiye hisse senedi piyasasına herhangi bir volatilité yayılımı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. ARMA-EGARCH yöntemini kullanarak, kriz dönemlerinin, İMKB100 koşullu değişkenliği üzerine yarattığı bulaşıcılık etkisini inceleyen Çetinkaya ve Altay (2012), Meksika, Güneydoğu Asya, Rusya krizlerinin bulaşıcılık etkisinin İMKB100 endeksi koşullu değişkenliği üzerinde etkisinin olduğunu, 2009 küresel finans krizinin ise krizin ikinci yılında bulaşıcılık etkisini gösterdiğini tespit etmişlerdir.

3. METODOLOJİ

Engle (1982)'in ortaya koyduğu ARCH ve Bollerslev (1986)'in geliştirdiği GARCH modelleri, ekonomik değişkenlere ait değişen varyansların tahmin edilmesi için yaygın olarak kullanılan yöntemlerdir. GARCH modelleri, değişkenlerin varyanslarındaki zaman içerisindeki değişkenliği de hesaba katarak modellenenibilmesini olanaklı kılmaktadır. Bu özellik, ekonomik koşullarda zaman boyunca ortaya çıkan değişkenliğin de model içerisine alınabilmesine yardımcı olmaktadır. GARCH temelli modellerin günümüzde farklı varyasyonlarının geliştirilmesi, özellikle finansal zaman serilerinde çokça gözükten asimetrik etkilerin de model kapsamında değerlendirilebilmesini sağlamıştır. Böylelikle bir yandan dışsal bilgilerin değişkenlik üzerindeki etkisi ölçülebilirken diğer yandan da olumlu ya da olumsuz bilginin taşıyabileceği asimetrik özellikleri elde edilebilmektedir. Bu nedenle asimetrik tepkiyi de gösteren Nelson (1991)'in geliştirdiği EGARCH yöntemi bulaşma etkisinin araştırılmasında kullanılabilir.

Bu çalışmada kullanılan metod, ARMA-EGARCH yöntemi olarak belirlenmiştir. Bu yöntem, bulaşma etkisini, kurulan bir değişkene ilişkin spesifik bir modelden elde edilen kalıntıyı, diğer değişkenin varyans denklemine koyarak belirlemektedir. Kalıntının katsayısının anlamlı olması ise bulaşma etkisinin varlığına dair bir delil olarak değerlendirilmektedir (Özengin, 2008: 40).

Yöntem iki aşamalı bir süreci kapsamaktadır. İlk aşamada ele alınan her bir değişken için ortalama ve koşullu varyans yapısını ortaya koyan en uygun ARMA-EGARCH modeli tahmin edilmektedir. Denklem (1) ve Denklem (2)'de gösterilen model sisteminin kalıntısı, söz konusu değişkene ait şokların bir göstergesi olmaktadır. İkinci aşamada ise ilk aşamada tahmin edilen şok değişkeni (ARMA-EGARCH modeline ait kalıntı), diğer değişken için belirlenen ARMA-EGARCH varyans modeli içine ayrı bir değişken olarak eklenmekte, böylelikle hem bilgisel asimetri, hem de değişkenler arası bulaşıcılık etkisi test edilebilmektedir.

Birinci aşamada her bir değişken (faiz oranları, enflasyon ve döviz kuru) için oluşturulan ARMA- EGARCH modeli şu şekildedir:

$$R_{a,t} = c + \sum_{i=1}^r \tau_i R_{a,t-i} + \varepsilon_{a,t} + \sum_{j=1}^s \theta_j \varepsilon_{a,t-j} \quad (1)$$

$$\ln h_{a,t} = \omega_0 + \sum_{l=1}^p \alpha_l \left| \frac{\varepsilon_{a,t-l}}{\sqrt{h_{a,t-l}}} \right| + \sum_{m=1}^v \phi_m \frac{\varepsilon_{a,t-m}}{\sqrt{h_{a,t-m}}} + \sum_{k=1}^q \beta_k \ln h_{a,t-k} \quad (2)$$

ARMA (r,s) modelinde yer alan a, faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kurundaki yüzde değişimi; $\varepsilon_{a,t}$ ise hata terimini ifade etmektedir. Değişen varyans denkleminde bağımlı değişken olan koşullu varyansın logaritması, kendi gecikmelerinden ve ARMA modelinden elde edilen hata teriminin gecikmelerinden türetilen değişkenlerin bir fonksiyonu olarak tasarlanmıştır. α_l parametresi, ilgili değişkendeki değişkenliğin piyasaya gelen bilgideki değişime olan tepkisini göstermektedir. GARCH etkisi ya da

simetrik etki olarak adlandırılan bu parametre büyüklük etkisini göstermektedir. θ_m ise değişkenliğin bilgiye olan asimetrik tepkisini göstermektedir. Bu parametrenin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmaması etkinin simetrik olduğunu göstermektedir. Parametrenin negatif olması negatif şokların değişkenlik üzerindeki etkisinin pozitif şoklara göre daha yüksek olduğunu göstermektedir. Parametrenin pozitif olması ise pozitif şokların varyansı artırıcı özelliğinin negatif şoklara göre daha yüksek olduğunu işaret etmektedir. β_k parametresi ise, koşullu varyansın kalıcılığını göstermektedir. Bu parametrenin bire yakın olması değişkenlerde meydana gelen bir şokun değişkenlik üzerindeki kalıcılığının yüksek olduğunu göstermektedir.

Yöntemin ikinci aşamasında ise her bir değişken için tespit edilen ARMA-EGARCH modellerinin kalıntıları, bulaşıcılığın test edileceği diğer değişkenlere ait ARMA-EGARCH modellerinde yer alan koşullu varyans denkleminde ek bir açıklayıcı değişken olarak yer almaktadır. Böylelikle bir değişkende meydana gelen şokun diğer değişkenin koşullu varyansı üzerindeki etkisinin analiz edilmesi mümkün olabilecektir. İkinci aşamada tahmin edilen ARMA-EGARCH modelleri ise aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$R_{a,t} = c + \sum_{i=1}^r \tau_i R_{a,t-i} + \varepsilon_{a,t} + \sum_{j=1}^s \theta_j \varepsilon_{a,t-j} \quad (3)$$

$$\ln h_{a,t} = \omega_0 + \sum_{l=1}^p \alpha_l \left| \frac{\varepsilon_{a,t-l}}{\sqrt{h_{a,t-l}}} \right| + \sum_{m=1}^v \phi_m \frac{\varepsilon_{a,t-m}}{\sqrt{h_{a,t-m}}} + \sum_{k=1}^q \beta_k \ln h_{a,t-k} + \psi(K_{b,t}) \quad (4)$$

denklem (4)'te yer alan $(K_{b,t})$ değişkeni, diğer bir değişkene ait ARMA-EGARCH modelinin kalıntısıdır. Buna göre ψ parametresinin anlamlılığı, ilk ARMA-EGARCH modelinin kalıntısının hesaplanmasıyla elde edilen şokun, diğer değişkene ait koşullu varyans üzerindeki bulaşma etkisinin varlığına dair bir bulgu olarak değerlendirilmektedir.

4. VERİ SETİ ve BULGULAR

Çalışmada ele alınan örnek dönem Mart 1999 ve Aralık 2018 dönemini kapsamaktadır. Bu çalışmada enflasyon göstergesi olarak Tüketici Fiyat Endeksi, faiz oranları olarak ise, üç aylık mevduat faiz oranı ve gecelik faiz oranı kullanılmıştır. İki farklı değişken döviz kuru olarak kullanılmıştır. Bunlar TL/Dolar kuru ve reel efektif döviz kurunun aylık değişim oranlarıdır. Tablo 1'de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

Tablo 1. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

| | Mevduat Faiz Oranı | Gecelik Faiz Oranı | Enflasyon | Dolar Kuru | Reel Efektif Döviz Kuru |
|----------------------|--------------------|--------------------|-----------|------------|-------------------------|
| Ortalama | 0,0231 | 0,0189 | 0,0128 | 0,0126 | 0,0000 |
| Medyan | 0,0166 | 0,0116 | 0,0084 | 0,0043 | 0,0016 |
| Maksimum | 0,1002 | 0,1250 | 0,1034 | 0,3087 | 0,1286 |
| Minimum | 0,0101 | 0,0043 | -0,0144 | -0,0841 | -0,1504 |
| Std. Sapma | 0,0163 | 0,0180 | 0,0156 | 0,0469 | 0,0345 |
| Çarpıklık | 2,0539 | 2,1263 | 1,9315 | 2,2071 | -0,3975 |
| Basıklık | 7,0345 | 8,3949 | 8,6376 | 12,9431 | 7,1527 |
| Jarque-Bera | 328,7549 | 467,9619 | 462,3874 | 1173,6410 | 177,2823 |
| (p değeri) | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) |
| Gözlem Sayısı | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 |

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında aylık mevduat ve gecelik faiz oranlarının ortalama, medyan ve standart sapma değerlerinin birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Dolar kuru ve reel efektif döviz kuru ise ortalama değerleri açısından en küçük ve standart sapma açısından ise en büyük değerlere sahip değişkenlerdir. Jarque-Bera normallik testine göre ise tüm değişkenlerin normal dağılmadığı görülmektedir.

Çalışmanın metodoloji kısmında açıklanan EGARCH modellemesi çerçevesinde ilk önce uygun ARMA modelinin tespit edilmesi, daha sonra ise EGARCH modelinin oluşturulması gerekmektedir. Durağanlığın incelenmesi ve ardından uygun ARMA modellerinin seçilmesi ve kalıntılarında aranan ARCH etkisinin bulunması durumunda en uygun EGARCH modelinin seçilmesi aşamasına geçilmektedir.

Tablo 2. Değişkenler İçin Uygulanan Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Testi Sonuçları

| Değişkenler | Adf Test İstatistiği* | 1.Farklarına Uygulanan Adf Testi İstatistiği* |
|-------------------------|-----------------------|---|
| Enflasyon | -2,6694 (0,2505) | -7,8468* (0,0000) |
| Mevduat Faiz Oranı | -3,1921 (0,0886) | -7,3822* (0,0000) |
| Gecelik Faiz Oranı | -1,1163 (0,9230) | -5,8048* (0,0000) |
| Dolar Kuru | -7,1305* (0,0000) | |
| Reel Efektif Döviz Kuru | -6,7650* (0,0000) | |

* P değerleri parantez içinde gösterilmektedir.

Değişkenlerin durağanlığının test edilmesi için Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) durağanlık testi uygulanmış ve durağan olmayan değişkenlerin, birinci fark işlemi ile durağanlığı sağlanmıştır.

Serilerde birim kökün varlığına dair hipotezin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğine dair bulguların elde edilmesinin ardından ARMA modelinin yapısının tahmin edilmesi aşamasına geçilmiştir. ARMA modelinin tespitinde her bir değişkenin otokorelasyon yapısının belirlenmesi için öncelikle değişkenlerin korelogramları incelenmiş ve sınırları geçen gecikme değerleri için modeller kurularak AIC ve SCI kriterlerine göre en uygun ARMA modelleri kurularak modellere ait parametrelerin anlamlılığı sınanmıştır.

Tablo 3. Tercih Edilen ARMA modelleri ve ARCH-LM Testi

| Değişkenler | ARMA Modeli | Katsayı | p-değeri | Düz. R ² | ARCH-LM Testi | |
|-------------------------|-------------|---------|----------|---------------------|--------------------|----------|
| | | | | | ObsxR ² | Ki-Kare |
| | | | | | | p değeri |
| Enflasyon | MA(1) | -0,3624 | (0,0000) | 0,2629 | 22,73* | (0,0000) |
| | MA(2) | -0,4810 | (0,0000) | | | |
| Mevduat Faiz Oranı | AR(1) | -0,7106 | (0,0000) | 0,1602 | 35,73* | (0,0000) |
| | AR(2) | -0,4082 | (0,0000) | | | |
| | MA(1) | 0,4846 | (0,0008) | | | |
| Gecelik Faiz Oranı | AR(1) | -0,8183 | (0,0000) | 0,3779 | 10,84* | (0,0010) |
| | AR(2) | -0,9039 | (0,0000) | | | |
| | MA(1) | 0,4266 | (0,0000) | | | |
| | MA(2) | 0,5948 | (0,0000) | | | |
| | MA(3) | -0,4552 | (0,0000) | | | |
| Dolar Kuru | c | 0,0126 | (0,0025) | 0,2343 | 11,67* | (0,0006) |
| | MA(1) | 0,5533 | (0,0000) | | | |
| Reel Efektif Döviz Kuru | AR(1) | 1,1724 | (0,0000) | 0,1379 | 22,59* | (0,0000) |
| | AR(2) | -0,3710 | (0,0000) | | | |
| | MA(1) | -0,9030 | (0,0000) | | | |

* %1 düzeyinde anlamlı

ARCH modellemesine uygunluğun araştırılması için ARMA modelleri üzerinden ARCH etkisinin varlığı incelenmiştir. ARCH etkisi tespit edilen tüm değişkenlerin ARCH modellemesi açısından uygun olduğu görülmüş ve bunlar için ARMA-EGARCH modelleri kurulmuş, modellerin her birinden kalıntı serileri türetilmiştir. Kalıntıların türetildiği modellere ilişkin bulgular Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 4. Değişkenler için Kurulan ARMA-EGARCH Modelleri

| | Enflasyon | | Mevduat Faizi | | Gecelik Faiz Oranı | | Dolar Kuru | | Reel Efektif Döviz Kuru | |
|--|-----------|----------|---------------|----------|--------------------|----------|------------|----------|-------------------------|----------|
| | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri |
| Panel A: Ortalama Denklemi | | | | | | | | | | |
| c | | | | | | | 0,0117* | (0,0009) | | |
| AR(1) | | | 1,2969* | (0,0000) | 0,0244 | (0,8652) | | | -0,2133 | (0,5698) |
| AR(2) | | | -0,3036* | (0,0002) | -0,6515* | (0,0000) | | | -0,0681 | (0,5624) |
| AR(3) | | | | | | | | | | |
| MA(1) | -0,3578* | (0,0000) | -0,9596* | (0,0000) | -0,0261 | (0,8481) | 0,4901* | (0,0000) | 0,4344 | (0,2290) |
| MA(2) | -0,4690* | (0,0000) | | | 0,7620* | (0,0000) | | | | |
| MA(3) | | | | | 0,1148 | (0,1449) | | | | |
| Panel B: Değişen Varyans Denklemi | | | | | | | | | | |
| ω_0 | -12,3102* | (0,0000) | -1,5261* | (0,0000) | -0,8457* | (0,0000) | -2,8310* | (0,0000) | -0,9282* | (0,0000) |
| α_1 | 0,4684* | (0,0006) | 0,7840* | (0,0000) | 0,6820* | (0,0000) | 0,3262* | (0,0006) | 0,2993* | (0,0000) |
| β | 0,2763* | (0,0018) | 0,1801* | (0,0001) | 0,2751* | (0,0000) | 0,4543* | (0,0000) | -0,0877* | (0,0049) |
| β_1 | -0,2895 | (0,1926) | 0,9224* | (0,0000) | 0,9699* | (0,0000) | 0,6163* | (0,0000) | 0,8982* | (0,0000) |
| Panel C: Değişen Varyans Testi | | | | | | | | | | |
| ARCH-LM | 0,3164 | (0,5738) | 0,1003 | (0,7515) | 0,1779 | (0,6732) | 0,2945 | (0,5874) | 1,0518 | (0,3051) |

* %1 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı, *** %10 düzeyinde anlamlı

Tablo 4, Panel B'de yer alan tüm modellere ilişkin tahmin edilen α_1 parametrelerinin anlamlılığı incelendiğinde değişkenlerin koşullu varyansları üzerinde piyasaya gelen bilginin %1 anlamlılık düzeyinde etkili olduğu görülmektedir. α_1 parametreleri incelendiğinde 0,7840 düzeyindeki parametre ile en çok mevduat faizi koşullu varyansının piyasaya giren bilgidен etkilendiği söylenebilir. Bunu gecelik faiz oranı ve enflasyon değişkeni koşullu varyansları izlemektedir. Piyasaya giren bilgidен en az etkilenen değişken ise 0.2993 ile reel efektif döviz kuruna ait koşullu varyans olmuştur.

Asimetrik etkiyi gösteren \emptyset parametresinin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı ve reel efektif döviz kuru hariç tüm değişkenlerde pozitif olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, reel efektif döviz kurundaki negatif şokların, pozitif şoklardan daha büyük etkiye sahip olduğu; diğer tüm değişkenlerde ise bunun tersinin geçerli olduğu görülmektedir.

Piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerindeki kalıcılığını gösteren β_1 parametresi incelendiğinde ise gecelik faiz oranı, mevduat faiz oranı ve reel efektif döviz kurunda piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerindeki kalıcılığının %1 düzeyinde anlamlı ve yüksek olduğu (sırasıyla 0,9699 ve 0,9224 ve 0,8982) görülmektedir. Enflasyon için ise bu parametre istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Dolayısıyla enflasyon değişkeni için piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerinde kalıcı bir etkisinin olmadığı söylenebilir.

Son olarak modellerde ARCH etkisinin kalıp kalmadığının test edilmesi için ARCH-LM testi yapılmıştır. Panel C'de gösterilen bulgular bu test sonucunda da tüm kalınlarda ARCH etkisinin kalmadığı yönündedir.

Tablo 4'te gösterilen her bir değişkene uygulanan ARMA-EGARCH modellerine ait kalıntı değerleri, aynı dönem için belirlenen diğer bir değişkene ait ARMA-EGARCH modelinin değişen varyans denklemi için bir açıklayıcı değişken ($K_{a,t}$) olarak kullanılmıştır. Böylelikle incelenen dönemde ilgili değişkende meydana gelen şokun diğer bir değişken üzerindeki etkisinin anlamlılığı test edilebilmektedir. Oluşturulan modellere ilişkin parametre tahminleri ve anlamlılıkları Tablo 5,6,7 ve 8'de yer almıştır.

Tablo 5. Enflasyon ile Faiz Oranları Arasındaki Bulaşma Etkisi

| | Enflasyon - Mevduat Faiz Oranı | | | | Enflasyon - Gecelik Faiz Oranı | | | |
|--|-----------------------------------|----------|-----------------------------------|----------|-----------------------------------|----------|-----------------------------------|----------|
| | Enflasyondan Mevduat Faiz Oranına | | Mevduat Faiz Oranından Enflasyona | | Enflasyondan Gecelik Faiz Oranına | | Gecelik Faiz Oranından Enflasyona | |
| | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri |
| Panel A: Ortalama Denklemi | | | | | | | | |
| AR(1) | 0,4445* | (0,0000) | | | 0,6151* | (0,0000) | | |
| AR(2) | -0,1151*** | (0,0830) | | | 0,3849* | (0,0000) | | |
| MA(1) | -4.98e+10* | (0,0000) | -0,3970* | (0,0000) | -0,6662* | (0,0000) | -0,3430* | (0,0000) |
| MA(2) | | | -0,3945* | (0,0000) | -0,3734* | (0,0000) | -0,4417* | (0,0000) |
| MA(3) | | | | | 0,4858* | (0,0000) | | |
| Panel B: Değişen Varyans Denklemi | | | | | | | | |
| ω_0 | -15,2747* | (0,0000) | -0,1268 | (0,5939) | -5,0460* | (0,0000) | -0,4634 | (0,2304) |
| α_1 | 1,1432* | (0,0000) | 0,1652* | (0,0070) | 0,8309* | (0,0000) | 0,2317* | (0,0074) |
| \emptyset | 0,2487* | (0,0000) | 0,1137* | (0,0004) | -0,2435* | (0,0000) | 0,1303* | (0,0038) |
| β_1 | 0,7670* | (0,0000) | 0,9996* | (0,0000) | 0,6368* | (0,0000) | 0,9686* | (0,0000) |
| ψ | 8,3368*** | (0,0820) | 52,5393* | (0,0001) | -12,9151* | (0,0000) | 19,2319* | (0,0010) |
| BULAŞMA | VAR | | VAR | | VAR | | VAR | |
| Panel C: Değişen Varyans Testi | | | | | | | | |
| ARCH-LM | 0,4344 | (0,5098) | 0,0285 | (0,8659) | 2,6758 | (0,1019) | 1,7894 | (0,1810) |

*%1 düzeyinde anlamlı, **%5 düzeyinde anlamlı, ***%10 düzeyinde anlamlı

Tablo 5'te enflasyon ile mevduat faiz oranları ve gecelik faiz oranları arasındaki bulaşma etkisine dair sonuçlar yer almaktadır. Bulaşma etkisinin varlığının tespit edilmesi amacıyla hem enflasyon, hem de faiz oranları için kurulan ARMA-EGARCH modeline ilişkin kalıntıların karşılıklı olarak birbirlerinin ARMA-EGARCH modellerinin varyans denklemleri içinde bir açıklayıcı değişken olarak kullanılması ile ψ parametresinin anlamlılıkları sınanmıştır. Elde edilen sonuçlar, söz konusu değişkenlerin çift yönlü birbirine bulaştığı yönünde bulgular içermektedir. Çalışma döneminde enflasyonda yaşanan şokların faiz oranları volatilitesine; faiz oranlarında yaşanan şokların da enflasyonun volatilitesine anlamlı bir etkide bulunduğu dair bulgulara ulaşılmıştır.

Diğer taraftan koşullu varyansın simetrik yapısını ve büyüklük etkisini gösteren α_1 parametresi, asimetrik etkinin varlığını gösteren \emptyset parametresi ve koşullu varyansın kalıcılığını gösteren β_1 parametresi de bütün modeller için %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. \emptyset parametresine göre, her model için asimetrik bir etkinin var olduğu; gecelik faiz oranındaki negatif şokların pozitif şoklardan daha büyük etkiye neden olduğu (-0,2435); diğer modellerde yer alan değişkenler için ise pozitif şoklar negatif şoklara göre volatilitayı daha fazla arttırmaktadır.

Son olarak modellerde ARCH etkisinin kalıp kalmadığının test edilmesi için ARCH-LM testi yapılmıştır. Panel C'de gösterilen bulgular bu test sonucunda da tüm kalıntılarda ARCH etkisinin kalmadığı yönündedir.

Tablo 6. Enflasyon ile Kur Arasındaki Bulaşma Etkisi

| | Enflasyon - Dolar Kuru | | | | Enflasyon - Reel Efektif Döviz Kuru | | | |
|--|---------------------------|----------|---------------------------|----------|--|----------|--|----------|
| | Enflasyondan Dolar Kuruna | | Dolar Kurundan Enflasyona | | Enflasyondan Reel Efektif Döviz Kuruna | | Reel Efektif Döviz Kurundan Enflasyona | |
| | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri |
| Panel A: Ortalama Denklemi | | | | | | | | |
| C | 0,0108* | (0,0024) | | | | | | |
| AR(1) | | | | | 1,0605* | (0,0000) | | |
| AR(2) | | | | | -0,2657* | (0,0009) | | |
| MA(1) | 0,4831* | (0,0000) | -0,4308* | (0,0000) | -9,16e-01* | (0,0000) | -0,3837* | (0,0000) |
| MA(2) | | | -0,3509* | (0,0000) | | | -0,4185* | (0,0000) |
| Panel B: Değişen Varyans Denklemi | | | | | | | | |
| ω_0 | -3,0714* | (0,0000) | -0,6503* | (0,0008) | -0,7846** | (0,0204) | -3,3007* | (0,0010) |
| α_1 | 0,4122* | (0,0004) | -0,0040 | (0,9625) | 0,3694* | (0,0000) | 0,4482* | (0,0000) |
| \emptyset | 0,3275* | (0,0042) | 0,0870** | (0,0387) | 0,0207 | (0,6981) | 0,1836** | (0,0105) |
| β_1 | 0,5901* | (0,0000) | 0,9299* | (0,0000) | 0,9271* | (0,0000) | 0,6820* | (0,0000) |
| ψ | 16,3280** | (0,0432) | 4,4268* | (0,0000) | 15,2113** | (0,0414) | -4,9274* | (0,0001) |
| BULAŞMA | VAR | | VAR | | VAR | | VAR | |
| Panel C: Değişen Varyans Testi | | | | | | | | |
| ARCH-LM | 0,0784 | (0,7795) | 0,2728 | (0,6014) | 0,3420 | (0,5587) | 0,1029 | (0,7484) |

* %1 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı, *** %10 düzeyinde anlamlı

Tablo 6'da enflasyon ile dolar kuru ve reel efektif döviz kuru arasındaki bulaşma etkisine dair sonuçlar yer almaktadır. Bulaşma etkisinin varlığının tespit edilmesi amacıyla enflasyon ile kur arasında kurulan ARMA-EGARCH modeline ilişkin kalıntıların karşılıklı olarak birbirlerinin ARMA-EGARCH modellerinin varyans denklemleri içinde bir açıklayıcı değişken olarak kullanılması ile ψ parametresinin anlamlılıkları sınanmıştır. Elde edilen sonuçlar, söz konusu değişkenlerin her ikisinin de birbirine bulaştığı yönünde bulgular içermektedir. Çalışma döneminde enflasyonda

yaşanan şokların kurların volatilitesine; kurlarda yaşanan şokların da enflasyonun koşullu değişkenliğine anlamlı bir etkide bulunduğu dair bulgulara ulaşılmıştır.

Koşullu varyansın büyüklük etkisini gösteren α_1 parametresi sadece dolar kurundan enflasyona yönelik modelde istatistiksel olarak anlamsız, asimetrik etkinin varlığını gösteren \emptyset parametresi ise yalnızca enflasyondan reel döviz kuruna yönelik kurulan modelde istatistiksel olarak anlamsız olarak tahmin edilmiştir. Koşullu varyansın kalıcılığını gösteren β_1 parametresi ise bütün modeller için %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. \emptyset parametresine göre, istatistiksel olarak anlamlı bulunan modellerde asimetrik bilginin var olduğu, enflasyonu ve kurları artırıcı bilgilerin (pozitif şokların) azaltıcı bilgilere (negatif şoklara) göre volatilitiyi daha fazla etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

ARCH etkisinin model kalıntılarında varlığının sınanması için uygulanan ARCH-LM testi sonuçları Panel C'de gösterilmektedir. Bulgular tüm kalıntılarda ARCH etkisinin kalmadığı yönündedir.

Tablo 7. Mevduat Faiz Oranı ile Kur Arasındaki Bulaşma Etkisi

| | Mevduat Faiz Oranı - Dolar Kuru | | | | Mevduat Faiz Oranı - Reel Efektif Döviz Kuru | | | |
|--|---------------------------------|----------|-----------------------------|----------|--|----------|--|----------|
| | Faiz Oranından Dolar Kuruna | | Dolar Kurundan Faiz Oranına | | Faiz Oranından Reel Efektif Döviz Kuruna | | Reel Efektif Döviz Kurundan Faiz Oranına | |
| | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri |
| Panel A: Ortalama Denklemi | | | | | | | | |
| C | 0,0104* | (0,0010) | | | | | | |
| AR(1) | | | 0,4477* | (0,0000) | -0,2338 | (0,5745) | 0,0087 | (0,9715) |
| AR(2) | | | -0,1539 | (0,1535) | -7,52e-02 | (0,4634) | -0,0353 | (0,8424) |
| MA(1) | 0,4567* | (0,0000) | -2,58e+10* | (0,0000) | 0,410984 | (0,3123) | 0,4210*** | (0,0886) |
| Panel B: Değişen Varyans Denklemi | | | | | | | | |
| ω_0 | -2,5580* | (0,0000) | -6,5161* | (0,0000) | -0,6778* | (0,0023) | -1,4583* | (0,0000) |
| α_1 | 0,4932* | (0,0000) | 0,6980* | (0,0000) | 0,2866* | (0,0000) | 0,6968* | (0,0000) |
| \emptyset | 0,3305* | (0,0000) | 0,2002* | (0,0000) | -0,0650*** | (0,0611) | 0,1843* | (0,0000) |
| β_1 | 0,6784* | (0,0000) | 0,9007* | (0,0000) | 0,9330* | (0,0000) | 0,9225* | (0,0000) |
| ψ | 53,3547* | (0,0000) | 5,4829* | (0,0000) | 41,1459* | (0,0000) | -3,6581* | (0,0008) |
| BULAŞMA | VAR | | VAR | | VAR | | VAR | |
| Panel C: Değişen Varyans Testi | | | | | | | | |
| ARCH-LM | 0,1020 | (0,7494) | 0,0348 | (0,8521) | 0,0003 | (0,9862) | 0,0388 | (0,8439) |

* %1 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı, *** %10 düzeyinde anlamlı

Tablo 7'de mevduat faiz oranı ile dolar kuru ve reel efektif döviz kuru arasındaki bulaşma etkisine dair sonuçlar yer almaktadır. Bulaşma etkisinin varlığının tespit edilmesi amacıyla enflasyon ile kurlar arasında kurulan ARMA-EGARCH modeline ilişkin kalıntıların karşılıklı olarak birbirlerinin ARMA-EGARCH modellerinin varyans denklemleri içinde bir açıklayıcı değişken olarak kullanılması ile ψ parametresinin anlamlılıkları sınanmıştır. Elde edilen sonuçlar, söz konusu değişkenlerin çift yönlü birbirine bulaştığı yönünde bulgular içermektedir. Çalışma döneminde mevduat faiz oranında yaşanan şokların kurların volatilitesine; kurlarda yaşanan şokların da mevduat faiz oranı volatilitesine anlamlı bir etkide bulunduğu, dolayısıyla bulaştığına dair bulgulara ulaşılmıştır. Mevduat faiz oranı, reel efektif döviz kuru ve dolar kuru değişkenlerinin koşullu varyans üzerinde şokların asimetrik etkiye sahip olduğu, ancak sadece reel efektif döviz kurundaki negatif şokların pozitif şoklara göre etkisinin daha büyük olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Şokların kalıcılığının en az olduğu değişkenin ise

dolar kuru olduğu görülmektedir. Son olarak modellerde ARCH etkisinin kalıp kalmadığının test edilmesi için ARCH-L testi yapılmıştır. Panel C'de gösterilen bulgular bu test sonucunda da tüm kalınlarda ARCH etkisinin kalmadığı yönündedir.

Tablo 8. Gecelik Faiz Oranı ile Kur Arasındaki Bulaşma Etkisi

| | Gecelik Faiz Oranı - Dolar Kuru | | | | Gecelik Faiz Oranı - Reel Efektif Döviz Kuru | | | |
|--|---------------------------------|----------|-----------------------------|----------|--|----------|--|----------|
| | Faiz Oranından Dolar Kuruna | | Dolar Kurundan Faiz Oranına | | Faiz Oranından Reel Efektif Döviz Kuruna | | Reel Efektif Döviz Kurundan Faiz Oranına | |
| | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri | Katsayı | p-değeri |
| Panel A: Ortalama Denklemi | | | | | | | | |
| C | 0,0118* | (0,0005) | | | | | | |
| AR(1) | | | -0,0703 | (0,5002) | -0,2271 | (0,5696) | -0,0967 | (0,4070) |
| AR(2) | | | 0,7071* | (0,0000) | -0,0782 | (0,4599) | 0,6942* | (0,0000) |
| MA(1) | 0,4859* | (0,0000) | 0,0420 | (0,7268) | 0,4134 | (0,2864) | 0,1006 | (0,4216) |
| MA(2) | | | -0,6412* | (0,0000) | | | -0,6001* | (0,0000) |
| MA(3) | | | 0,1744* | (0,0010) | | | 0,1684* | (0,0047) |
| Panel B: Değişen Varyans Denklemi | | | | | | | | |
| ω_0 | -2,0782* | (0,0000) | -1,9445* | (0,0000) | -0,7452* | (0,0011) | -1,5890* | (0,0000) |
| α_1 | 0,3006* | (0,0027) | 0,9803* | (0,0000) | 0,2768* | (0,0000) | 1,0424* | (0,0000) |
| \emptyset | 0,3611* | (0,0000) | 0,2332* | (0,0012) | -0,0584*** | (0,0709) | 0,2548* | (0,0002) |
| β_1 | 0,7247* | (0,0000) | 0,9044* | (0,0000) | 0,9215* | (0,0000) | 0,9339* | (0,0000) |
| ψ | 23,8909*** | (0,0919) | 8,0845* | (0,0000) | 22,4133* | (0,0022) | -8,0368* | (0,0000) |
| BULAŞMA | VAR | | VAR | | VAR | | VAR | |
| Panel C: Değişen Varyans Testi | | | | | | | | |
| ARCH-LM | 0,1446 | (0,7037) | 0,0094 | (0,9229) | 0,0020 | (0,9641) | 0,0023 | (0,9615) |

* %1 düzeyinde anlamlı, ** %5 düzeyinde anlamlı, *** %10 düzeyinde anlamlı

Tablo 8'de gecelik faiz oranı ile dolar kuru ve reel efektif döviz kuru arasındaki bulaşma etkisine dair sonuçlar yer almaktadır. ψ parametresinin anlamlılığının sınanması sonucunda elde edilen sonuçlar, söz konusu değişkenlerin çift yönlü birbirine bulaştığı yönünde bulgular içermektedir. Çalışma döneminde gecelik faiz oranında yaşanan şokların kurların volatilitesine; kurlarda yaşanan şokların da gecelik faiz oranı volatilitesine anlamlı bir etkiye bulunduğu, dolayısıyla bulaştığına dair sonuçlar elde edilmiştir. Gecelik faiz oranı, reel efektif döviz kuru ve dolar kuru değişkenlerinin koşullu varyansı üzerinde şokların asimetric etkiye sahip olduğu, ancak sadece reel efektif döviz kurundaki negatif şokları pozitif şoklara göre etkisinin daha büyük olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Şokların kalıcılığının en az olduğu değişkenin ise dolar kuru olduğu görülmektedir. ARCH-LM testi sonuçları da bu modellerin kalıntılarında ARCH etkisinin ortadan kalktığını göstermektedir.

SONUÇ

Yatırım kararlarının belirlenmesi, ekonomik faaliyetlerin planlanması ve politikalarının belirlenmesi için bir ekonomideki en önemli göstergeler arasında sayılan faiz, enflasyon ve kur göstergelerinin izlenmesi ve bu değişkenlerde meydana gelen

şokların ortaya çıkaracağı sonuçların öngörülmesi önemlidir. Bu çalışmada ARMA-EGARCH modellemesi kullanılarak, Türkiye'de; Mart 1999-Aralık 2018 döneminde faiz (üç aylık mevduat faiz oranı ve gecelik faiz oranı), enflasyon (TÜFE) ve kur (TL/Dolar kuru ve reel efektif döviz kuru) değişkenlerinde meydana gelen şokların karşılıklı bulaşıcılığı analiz edilmiştir. Volatilite yayılma etkisinin incelenmesi yoluyla bir değişkende meydana gelen şokun diğer değişkenin koşullu varyansı üzerindeki etkisi test edilmiştir. Elde edilen sonuçlar değişkenlerin birbirlerinin koşullu değişkenlikleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere yol açtığı, dolayısıyla birbirlerine bulaştıkları yönündedir. Çalışmada, ayrıca piyasaya giren bilginin faiz oranları, enflasyon ve döviz kuru koşullu değişkenliği üzerindeki kalıcılık ve asimetriklik özellikleri de incelenmektedir. Böylelikle söz konusu değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkisini nedensellik analizi ile araştıran çalışmalardan farklı olarak bu değişkenlerdeki oynaklıklarda yaşanan şokların da diğer değişkenlerin koşullu varyansları üzerinde anlamlı bir şekilde etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Nedensellik analizi ile değişkenlerin ortalamaları arasında çift yönlü ilişkiler yanında yalnızca tek yönlü ilişkilerinde var olduğuna dair sonuçlar elde edilmiştir. Ancak bu çalışma sonucunda, enflasyon, faiz ve kur değişkenlerinin değişen varyansları arasında güçlü şekilde karşılıklı etkileşim tespit edilmiştir.

KAYNAKÇA

- ATGÜR, M., ALTAY, O. (2015). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013), *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22.2, 521-533.
- ALPER, C. E., YILMAZ, K. (2004). Volatility and Contagion: Evidence from the Istanbul Stock Exchange, *Economic Systems*, 28.4, 353-367.
- BÜYÜKAKIN, F., BOZKURT, H. & CENGİZ, V., (2009). Türkiye'de Parasal Aktarımın Faiz Kanalı Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri ile Analizi, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33, 101-118.
- BOZDAĞLIOĞLU, E. Y., YILMAZ, M. (2017). Türkiye'de Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: 1994-2014 Yılları Arası Bir İnceleme, *Bitlis Eren Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Akademik İzdüşüm Dergisi*, 2.3, 1-20.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31.3, 307-327.
- CHRISTIANSEN, C.(2007). Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets, *European Financial Management*, 13.5, 923-948.
- ÇETİNKAYA, E., ALTAY, E. (2012). Küresel Krizlerin Bulaşıcılığı: İMKB Koşullu Değişkenliği Üzerinde Krizlerin Bulaşma Etkisinin Analizi, *Journal of BRSA Banking & Financial Markets*, 6.2.
- ÇİÇEK, M. (2010). Türkiye'de Faiz, Döviz ve Borsa: Fiyat ve Oynaklık Yayılma Etkileri., *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65.02, 1-28.
- ÇELİK, İ., ÖZDEMİR, A., GÜRSOY, S., & ÜNLÜ, H. U. (2018). Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasaları ile Kıymetli Madenler Arasındaki Getiri ve Volatilite Yayılımı. *Ege Academic Review*, 18.2.
- DEMİRGİL, B., TÜRKAY, H. (2018). Enflasyon-Faiz İlişkisi Bir ARDL/Sınır Testi Uygulaması., *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, c:11, s.1, 515-528
- DOĞAN, B., EROĞLU, Ö. & DEĞER, O. (2016). Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği., *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6.1, 405-425.

- EDWARDS, S., SUSMEL, R. (2001). Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets. *Journal of Development Economics*, 66.2, 505-532.
- ERDEM, C., ARSLAN, C. K., ERDEM M. S. (2005). Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes. *Applied Financial Economics*, 15/14, 987-994.
- ENGLE, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- IWATSUBO, K., INAGAKI, K. (2007). Measuring Financial Market Contagion Using Dually-traded Stocks of Asian Firms. *Journal of Asian Economics*, 18.1, 217-236.
- GÜMÜŞ, İ. (2002). Effects of the interest rate defense on exchange rates during the 1994 crisis in Turkey. *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, 14, 1-16.
- GÜL, E., EKİNCİ A. & ÖZER, M. (2007). "Türkiye'de Faiz Oranları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2006." *İktisat, İşletme ve Finans* 22.25, 21-31.
- KAYGISIZ, İ. H., DURGUN, A. (2019). Türkiye'de Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: 2009-2017 Uygulaması. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 17, 577.
- KILCI, N. E. (2019). Analysis of the Relationship Between Inflation and Interest Rates In Turkey: Fourier Approach., *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 22, 135-146.
- KHALLOULI, W., SANDRETTO, R. (2012). Testing for "Contagion" of the Subprime Crisis on the Middle East and North African Stock Markets: A Markov Switching EGARCH Approach., *Journal of Economic Integration*, 134-166.
- MISHRA, A. K., SWAIN, N. & MALHOTRA, K. D. (2007). Volatility Spillover Between Stock and Foreign Exchange Markets: Indian Evidence. *International Journal of Business*, 12.3.
- NELSON, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- MORALES, L., ANDREOSSO-O'CALLAGHAN, B. (2012). The current Global Financial Crisis: Do Asian Stock Markets Show Contagion or Interdependence Effects?. *Journal of Asian Economics*, 23.6, 616-626.
- OKTAR, S., DALYANCI, L. (2011). Türkiye Ekonomisinde Para Politikası ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 31.2, 1-20.
- OKUR, A. (2017). Türkiye Ekonomisinde Faiz Oranı ve Döviz Kurunun Enflasyon Hedefi Üzerine Etkisi., *Yalova Sosyal Bilimler Dergisi*, 7.13, 146-164.
- ÖZENGİN, O. (2008). "Volatility Spillover Between The Stock Market and The Foreign Exchange Market In Turkey", *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İngilizce İşletme Ana Bilim Dalı İngilizce Finansman Programı*, Yüksek Lisans Tezi, S. 40.
- PALAKKOD, S. (2012)., Integration of Capital, Commodity And Currency Markets: A Study on Volatility Spillover., *The Romanian Economic Journal*, 15.44, 87-100.
- SARI, S. (2018). Döviz Kuru ile Faiz Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 2006-2018 Dönemi, *Social Sciences Research Journal*, Volume 7, Issue 4, 218-230.
- SEVER, E., MIZRAK, Z. (2007). Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 7.13, 264-283.
- TABAN, S., ŞENGÜR, M. (2016). Türkiye'de Enflasyonun Kaynağının Belirlenmesine Yönelik Ekonometrik Bir Analiz. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 47, 47-64.
- TAYYAR, A. E. (2019). Neo-Fisher Etkisi Ve Türkiye Uygulaması., *Social Sciences Review of the Faculty of Sciences & Letters University of Uludağ/Fen Edebiyat Fakültesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20.36.

UYYSAL, D., MUCUK, M. & ALPTEKİN, V. (2008), Finansal serbestleşme sürecinde Türkiye ekonomisinde faiz ve kur ilişkisi. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal Ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 48-64

XIONG, Z., HAN, L. (2015). Volatility Spillover Effect Between Financial Markets: Evidence Since the Reform of the RMB Exchange Rate Mechanism. *Financial Innovation*, 1.1, 9.

YOON, O. J., KANG, K. H. (2004). Volatility Spillovers in Korean Financial Markets. *Economic Papers*, 7.2, 88-106.

Summary

It is important to monitor and estimate the interest rates, exchange rates and inflation indicators and foresee the consequences of the shocks occurring among these in order to determine the economic plans and policy formation for institutional as well as individual investment decisions. Unexpected changes in these variables, in other words shocks, have important effects on other economic variables. This paper analyses the cross-volatility spillover effects of the shocks occurring in the variables among interest rate (three-month deposit interest rate and overnight interest rate), inflation (CPI) and exchange rate (TL / USD exchange rate and real effective exchange rate) in the context of financial contagion. There are many studies examining the relationship between inflation and exchange rate, interest rate. This study differs from other studies in terms of analyzing, a strong interaction and effect of experienced shocks on the conditional variances of inflation, interest and exchange variables by examining the relationship between the second moments of variables instead of first moments of the variables, enable to see the possible effect of the shock occurring on a variable on the conditional variance of other variables. Analyzing the persistence of volatilities among the markets and the persistence of contagion may lead to appropriate and effective monetary policy in terms of economic policies, in the developing countries, such as Turkey, due to risk perceptions change very often, and inflation, interest rates and the exchange rate have high correlation and sensitivity which are potential source of economic instability factors. The ARMA-EGARCH methodology was implemented to the monthly data in the period of March 1999 to December 2018 in order to analyze the effects of the shocks in interest rates, inflation and exchange rates to each others' their conditional variabilities. ARMA-EGARCH methodology covers a two-stage process. In the first stage, ARMA-EGARCH model was estimated for each variable that shows most appropriate mean and conditional variance structure. In the second stage, the residuals of the ARMA-EGARCH models determined for each variable are included, as an additional explanatory variable in the conditional variance equation in the ARMA-EGARCH models of other variables where the contagion was tested. This study also examined the persistence and asymmetric characteristics of the new information on conditional variability of the variables. The empirical results show that all variables have statistically significant effects on each other's conditional variability, and thus there is an evidence of the existence of volatility spillover among these variables.