

## DÖVİZ KURLARI ARASINDAKİ GETİRİ VE VOLATİLİTE YAYILIMININ İNCELENMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Önder BÜBERKÖKÜ<sup>1</sup>

Celal KIZILDERE<sup>2</sup>

Gamze SEVİMLİ ÖRGÜN<sup>3</sup>

### Öz

Bu çalışmada Euro, İngiliz sterlini, Japon yeni, Brezilya reali, G.Afrika randı, Meksika pesosu ve G.Kore wonu ile Türk lirası arasındaki getiri ve volatilitte yayılımı Cheung-Ng (1996) testi ile incelenmiştir. Analizlerde volatilitte serilerindeki yapısal kırılmalar da dikkate alınmıştır. Volatilitenin modellenmesinde FIGARCH modelinden, volatilitte serilerindeki yapısal kırılmaların belirlenmesinde ise Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanılmıştır. Getiri yayılımına ilişkin bulgular; Japon yeni, İngiliz sterlini, Meksika pesosu ile G.Afrika randından Türk Lirasına doğru tek yönlü bir getiri yayılımının söz konusu olduğunu; Türk lirası ile Brezilya reali, Euro ve G.Kore wonu arasında ise çift yönlü bir getiri yayılımının bulunduğunu göstermektedir. Volatilitte yayılımına ilişkin bulgular ise inceleme kapsamındaki tüm para birimlerinin volatilitesinin Türk lirası volatilitesi üzerinde etkili olduğunu, fakat Türk lirası volatilitesinin daha çok kendi iç dinamiklerinden kaynaklandığını göstermektedir. Çalışma bulguları hem uluslararası yatırımcılar hem de politika yapıcılar için önemli sonuçlar içermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Döviz piyasaları, Volatilitte yayılımı, Getiri yayılımı

**Jel Kodları** : F30; F31; G15

## EXAMINING MEAN AND VOLATILITY SPILLOVER IN FOREIGN EXCHANGE MARKETS: THE TURKISH CASE

### Abstract

In this study, the mean and volatility spillover effects from the Euro, British pound, Japanese yen, Brazilian real, South African rand, Mexican peso, S. Korean won against US dollar to the Turkish lira against the US dollar are examined using the Cheung-Ng (1996) causality-in variance test. Structural breaks in the volatility series are also taken into account in the analyses. The FIGARCH model is used to model the volatility of the relevant

<sup>1</sup>Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, [onderbuber@gmail.com](mailto:onderbuber@gmail.com), [ORCID: 0000-0002-7140-557X](https://orcid.org/0000-0002-7140-557X)

<sup>2</sup>Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, [celalkzildere@gmail.com](mailto:celalkzildere@gmail.com), [ORCID: 0000-0001-9904-0472](https://orcid.org/0000-0001-9904-0472)

<sup>3</sup>Arş. Gör., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, [gamzesevimliorgun@yyu.edu.tr](mailto:gamzesevimliorgun@yyu.edu.tr), [ORCID:0000-0002-4233-8363](https://orcid.org/0000-0002-4233-8363)

**Atf:** Büberkökü, Ö., Kızıldere, Celal. ve Sevimli Örgün, G., (2022). Döviz kurları arasındaki getiri ve volatilitte yayılımının incelenmesi; Türkiye örneği. *Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(14), 182-205

**DOI:** 10.54831/vanyuyuibfd.1159073

foreign exchange returns, and the Bai and Perron (1998, 2003) test is applied to determine the structural breaks in the volatility series. Results indicate that there is a unidirectional mean spillover effect from Japanese yen, British pound, Mexican peso and South African rand to Turkish lira whereas it is found that there exists a bidirectional mean spillover effect between Turkish lira and Brazilian real, Euro and S.Korean won. As for volatility spillover effect, the results show that though the volatility of all currencies within the scope of the study has an significant effect on the volatility of Turkish lira, the volatility of Turkish lira mostly stems from its own internal dynamics. The study findings have important implications for both international investors and policy makers.

**Keywords:** Foreign Exchange markets, Volatility spillover, mean spillover

*Jel Classification* : F30; F31; G15

## GİRİŞ

Döviz kuru volatilitesi Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomilerinin temel sistematik risk bileşenlerinden birini temsil etmektedir (King vd, 2011; Mühleisen, 2010). Çünkü, döviz kuru volatilitesindeki artışlar özellikle gelişen piyasa ekonomilerinin küresel rekabet gücü, dış ticaret dengesi ve verimlilik düzeyi gibi makroekonomik değişkenleri ile sermaye akımları ve cari işlemler dengesi gibi finansal değişkenleri üzerinde oldukça önemli etkilere sahip olabilmektedir (Emenike, 2018: 1457-1459). Bu temel unsurların yanı sıra 2007-2008 küresel finans krizi merkez bankalarına sadece fiyat istikrarına odaklanılmasının finansal sistem içerisinde biriken sistematik risklerin elimine edilebilmesi için yeterli olmayabileceğini göstermiştir (Özatay, 2012; Güler vd., 2014). Bu nedenle 2007-2008 küresel finans krizi sonrasındaki dönemde Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası enflasyon hedeflemesine dayalı para politikası stratejisini uygularken, krediler ve döviz kurları gibi makro finansal riskleri de dikkate almaya başlamıştır (Başçı ve Kara, 2011; Kara, 2012). Bu gelişmenin de döviz kuru volatilitisini Türkiye ekonomisi için daha da önemli bir parametre haline getirdiği ifade edilebilir.

Döviz kuru volatilitesi üzerinde enflasyon oranları, faiz oranları, cari işlemler açığının milli gelire oranı, merkez bankasının politika faizi, merkez bankası rezervlerinin düzeyi, reel ve finansal sektör kuruluşlarının döviz pozisyonları ve kur riski yönetim politikaları ile siyasal istikrar gibi çeşitli içsel faktörler önemli derecede etkili olabilmektedir. Bu tür içsel faktörlerin yanı sıra özellikle 1980'li yıllar ile birlikte sermaye akımlarının serbestleşmesi, ticaret bariyerlerinin kalkması, ortak ticaret bölgelerinin kurulması, teknolojinin gelişmesi ve işlem maliyetlerinin azalması sonucunda gerek sermaye akımları ve dış ticaret kanalı gerekse beklentiler kanalı ile farklı ülkelerin finansal piyasaları arasındaki etkileşimin arttığı ifade edilebilir (Kumar ve Maheswaran, 2013: 62; Rajhans ve Jain, 2015:138). Bu durum da döviz kuru volatilitesi üzerinde içsel faktörlere ilaveten diğer ülke ekonomilerinde yaşanan iktisadi ve finansal gelişmelerin de etkili olması sonucunu doğurmuştur. Bu nedenle günümüzde başarılı ekonomi politikalarının uygulanabilmesi ve döviz kuru volatilitesinin

makul seviyelerde tutulabilmesi için politika yapıcılarının diğer ülkelerin döviz piyasalarındaki volatilité düzeyinin kendi ekonomileri için bir risk teşkil edip etmediğini iyi analiz etmeleri gerekmektedir.

Herhangi bir ülkenin döviz piyasalarındaki volatilité düzeyi üzerinde etkili olan bilgi akışının bir diğer ülkenin döviz piyasası üzerinde de etkili olup olmadığı literatürde volatilité yayılımı ile incelenmektedir. Bunun iki temel nedeni bulunmaktadır. Bunlardan birincisi volatilitenin piyasaya dönük bilgi akışının bir sonucu olarak oluştuğunun varsayılmasıdır (Hong, 2001:184, Ross,1989). Çünkü, finansal varlık fiyatlarında değişime yol açan temel faktör piyasaya dönük bilgi akışıdır ve volatilité de finansal varlık fiyatlarında meydana gelen bu değişimin bir ölçütünü sunmaktadır (Krichene, 2003:5). İkinci neden ise finansal piyasalar arasındaki “bilgi akışının ikinci momentle veya bir diğer ifadeyle volatilité ile yayılmasıdır” (Ross, 1989; Kyle,1985). Dolayısıyla farklı piyasalar arasındaki volatilité yayılmasının incelenmesi aslında bu piyasalardan herhangi birinde meydana gelen ve volatilité düzeyinde değişime yol açan gelişmelerin (bilgi akışının) diğer ülkelerin finansal piyasaları üzerinde de etkili olup olmadığı konusunda bilgi sunmaktadır.

Bu açıklamalar ışığında bu çalışmanın amacı Euro, Japon yeni, İngiliz sterlini, Brezilya reali, G.Afrika randı, Meksika pesosu ve G.Kore wonu ile Türk lirası arasındaki volatilité yayılımının Cheung-Ng (1996) varyantsa nedensellik (causality-in-variance) testi ile incelenmesidir. Cheung-Ng (1996) testi değişkenler arasındaki getiri yayılımı (mean spillover) konusunda da bilgi verdiği için çalışmada bu kapsamdaki bulgulara da yer verilmiştir. Çalışmanın literatüre iki temel katkısının olduğu ifade edilebilir. Öncelikle konunun önemine rağmen farklı para birimleri arasındaki volatilité yayılımının ulusal yazında henüz yeterince incelenmediği görülmektedir. İkinci olarak bu çalışmada gelişmiş ve gelişen piyasa ekonomilerinin para birimlerinden oluşan yedi farklı para birimi ile Türk lirası arasındaki volatilité yayılımı incelenmiş ve bu yapılırken de volatilité serilerindeki yapısal kırılmalar da dikkate alınmıştır.

## **1.LİTERATÜR ÖZETİ**

Öneminden dolayı finansal piyasalar arasındaki volatilité yayılımı literatürde oldukça ilgi gören bir konudur. Bu konuda literatürde hisse senedi piyasaları, emtia piyasaları, faiz oranı piyasaları ve döviz piyasaları arasındaki volatilité yayılımını inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Fakat, bu çalışmada döviz piyasaları arasındaki volatilité yayılımı incelendiğinden çalışmanın literatür kısmında da bu tür çalışmalara yer verilmiştir. Bu kapsamda öncelikle uluslararası literatürde yer alan bazı çalışmalara bakıldığında, Baillie ve Bollerslev (1990) New York, Londra ve Tokyo döviz piyasalarını dikkate alarak İngiliz sterlini, Alman markı, İsviçre frangı ve Japon yeni arasındaki volatilité yayılımını inceledikleri çalışmalarında, New York piyasasında Alman markından İngiliz sterlinine doğru, Tokyo piyasasında Alman markından İsviçre frangına ve İsviçre frangından Japon yenine

doğru, New York piyasasında ise İsviçre frangından İngiliz sterlinine doğru tek yönlü zayıf bir volatilite yayılımının bulunduğunu, güçlü volatilite yayılımının ise Tokyo döviz piyasasında İngiliz sterlininden Japon yenine doğru söz konusu olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca incelenen hiçbir döviz piyasasında diğer para birimlerinden Alman markına doğru istatistiki olarak anlamlı bir volatilite yayılımının bulunmadığını ifade etmişlerdir. Hong (2001) Alman markı ile Japon yeni arasındaki getiri ve volatilite yayılımını incelediği çalışmada, ilgili ülke para birimlerinin getiri oranları arasında sadece eş zamanlı güçlü bir etkileşimin söz konusu olduğunu, volatilite serileri arasında ise eş zamanlı güçlü bir etkileşimin yanı sıra Alman markından Japon yenine doğru tek yönlü bir volatilite yayılımının bulunduğunu belirtmiştir. Black ve McMillan (2004) Kanada doları, Alman markı, Fransız frangı, İtalyan lirası, İngiliz sterlini ve Japon yeni arasındaki getiri ve volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ilgili para birimlerinin getiri oranları arasında sınırlı bir etkileşimin söz konusu olduğunu, volatilite serileri arasındaki etkileşimin ise daha çok Avrupa ekonomileri için geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Bubak, Kocenda ve Zikes (2011) Çekya korunası, Macaristan forinti, Polonya zlotisi ile Euro-Dolar paritesi arasındaki volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında, Çekya, Macaristan ve Polonya para birimleri arasında istatistiki olarak anlamlı bir volatilite yayılımının söz konusu olduğunu, Çekya korunası dışındaki diğer para birimlerinin Euro-Dolar volatilitelerinden etkilenmediğini ve para birimleri arasındaki volatilite yayılımının özellikle piyasadaki belirsizliğin yüksek olduğu dönemlerde arttığını belirtmişlerdir. Mc-Millan ve Speight (2010) ABD doları, Japon yeni ve İngiliz sterlini arasındaki getiri ve volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ABD dolarının hem getiri hem de volatilite yayılımı açısından baskın bir para birimi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çünkü, çalışma bulgularına göre Japon yeni ve İngiliz sterlinindeki getiri ve volatilite hareketleri ABD dolarının getirisi ve volatilitesi üzerinde marjinal bir etkiye sahip iken; ABD dolarındaki getiri ve volatilite hareketleri Japon yeni ve İngiliz sterlini üzerinde oldukça önemli etkilere yol açmaktadır. Antonakakis (2012) Euro, İngiliz sterlini, Japon yeni ve İsviçre frangı arasındaki volatilite yayılımını incelediği çalışmada, Euronun volatilite yayılımında baskın bir rolü olduğunu, fakat ilgili para birimleri arasındaki volatilite yayılımının oldukça değişkenlik gösterdiğini belirtmiştir. Rajhans ve Jain (2015) İngiliz sterlini, Euro, Japon yeni, Kanada doları ve Avustralya doları arasındaki volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ilgili para birimleri arasında volatilite yayılımının gerçekleşme olasılığının düşük olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ma, Wang ve Sun (2018) Kazakistan, Kırgızistan, Özbekistan, Tacikistan, Türkmenistan ve Özbekistan para birimleri arasındaki volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ilgili ülke para birimleri arasında oldukça zayıf bir volatilite yayılımının söz konusu olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca, ilgili ülke para birimleri arasındaki volatilite yayılımının da ekonomik ve politik gelişmelerden etkilendiğini ifade etmişlerdir. Huynh vd. (2020) İngiliz sterlini, Avustralya doları, Kanada doları, İsviçre frangı, Euro, Japon yeni, Norveç kronu, Yeni Zelanda doları ve İsveç kronu arasındaki getiri ve volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ilgili ülke para birimleri arasında istatistiki olarak anlamlı, asimetrik ve heterojen bir getiri ve volatilite yayılımının söz konusu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Fasanya vd.

(2021) Covid-19 pandemisini dikkate alarak Japon yeni, İsviçre frangı, İngiliz sterlini, Kanada doları ve Avustralya doları arasındaki getiri ve volatilité yayılımını inceledikleri çalışmalarında, ilgili para birimleri arasında hem getiri hem de volatilité yayılımının söz konusu olduđu sonucuna ulaşmışlardır.

Volatilité yayılımı ulusal yazında da ilgi gören bir konudur. Fakat, ulusal yazındaki çalışmaların daha çok hisse senedi endeksleri arasındaki volatilité yayılımına odaklandıkları görülmektedir. Ulusal yazında doğrudan döviz kurları arasındaki volatilité yayılımını inceleyen ise tek bir çalışmaya rastlanmıştır. Gökteş (2019) tarafından yapılan bu çalışmada Amerikan Doları, Euro, Çin yuani ve Japon yeninin Türk lirası karşılıkları esas alınarak ilgili para birimleri arasındaki volatilité yayılımı incelenmiştir. Çalışma bulguları ilgili para birimleri arasında önemli bir volatilité yayılımının söz konusu olduğunu göstermiştir. Uluslararası yazında Türkiye ekonomisini de içeren bir çalışmada ise Panda vd. (2019) Hindistan rupisi, Brezilya reali, Çin yuani, Endonezya rupisi, Meksika pesosu, Rus rublesi ve Türk lirası arasındaki volatilité yayılımını incelemişlerdir. Çalışma bulgularına göre ilgili para birimleri arasındaki volatilité yayılımı özellikle 2008 yılından sonra çok daha güçlü hale gelmiştir.

## 2. VERİ VE METODOLOJİ

### 2.1. Veri

Bu çalışma 2 Ocak 2002 yılı ile 30 Mayıs 2019 yılı arasındaki dönemi kapsamakta ve günlük verilerden oluşmaktadır. Çalışmada Euro bölgesi, İngiltere, Japonya, G.Kore, Brezilya, Meksika ve G.Afrika ekonomilerinin para birimleri ile Türk lirası arasındaki volatilité yayılımı incelenmiştir. İlgili tüm ülke para birimleri ABD dolarının yerel para biri cinsinden karşılığını ifade edecek şekilde tanımlanmıştır. Dolar-TL dışındaki tüm para birimlerine ilişkin veriler Fed veri tabanından temin edilmiştir (<https://www.federalreserve.gov/releases/h10/current/>); Dolar-TL verisi ise Fed veri tabanında bulunmadığından TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir (<https://evds2.tcmb.gov.tr/>). Veri seti oluşturulurken ilgili tüm para birimlerinin birlikte açık olduğu günlere ait veriler dikkate alınmıştır. Para birimlerine ilişkin ayrıntılı bilgiler Tablo 1’de sunulmuştur.

**Tablo 1: Analizlerde Kullanılan Değişkenler**

Ülke	Para birimi	Sembol
Euro bölgesi	Euro	USD / EUR
İngiltere	İngiliz sterlini	USD / GBP
Japonya	Japon yeni	USD / JPY
G.Kore	Won	USD / KRW
Meksika	Meksika pesosu	USD / MXN
Brezilya	Brezilya reali	USD / BRL
G.Afrika	G. Afrika randı	USD / ZAR
Türkiye	Türk Lirası	USD / TRY

Analizlerde kullanılan günlük getiri serileri ( $r_t$ ) Denklem (1)’deki gibi hesaplanmıştır:

$$r_t = 100 * [\ln P_t - \ln P_{t-1}] \quad (1)$$

Burada,  $\ln P_t$  ilgili döviz kurlarının  $t$  zamanındaki kapanış değerlerinin logaritmasını göstermektedir.

## 2.2. Metodoloji

Bu çalışmada değişkenler arasındaki getiri ve volatilite yayılımının incelenmesinde Cheung ve Ng (1996) testinden yararlanılmıştır. Analizlerde Cheung ve Ng (1996) testinden yararlanılmasının bazı önemli nedenleri bulunmaktadır. Öncelikle Cheung ve Ng (1996) testi farklı gecikme uzunluklarını dikkate alarak değişkenler arasındaki getiri ve volatilite yayılımını inceleyebilmektedir. Ayrıca Cheung ve Ng (1996) testi analizlerde farklı GARCH model spesifikasyonlarının farklı dağılım varsayımları altında kullanılması durumunda da tutarlı sonuçlar verebilmektedir. Bu durumun yanı sıra Cheung ve Ng (1996) testi çapraz korelasyon katsayılarının istatistiki anlamlılığına odaklandığından, bu çapraz korelasyon katsayılarının büyüklüğü de getiri ve / veya volatilite yayılımının boyutu / yoğunluğu konusunda bilgi vermektedir. Bu özelliklerinden dolayı da Cheung ve Ng (1996) (CN) testi literatürde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır.

CN testi kapsamında iki değişken arasında volatilite yayılımının söz konusu olduğunun söylenebilmesi için değişkenlerden birinin diğer değişkenin varyantsa Granger nedeni (Granger-causality-in-variance) olması gerekmektedir. CN test istatistiğinin Ho hipotezi “Değişkenler arasında volatilite yayılımı yoktur” şeklindedir. CN test istatistiği asimptotik olarak normal dağılım özelliği sergilemekte ve Denklem (2)’de gösterildiği gibi hesaplanmaktadır.

$$\sqrt{T} \hat{p}_{v_1 v_2}(k) \quad (2)$$

Burada  $T$  toplam gözlem sayısını;  $\hat{p}_{v_1 v_2}(k)$  standardize edilmiş hata terimlerinin kareleri arasındaki çapraz korelasyon fonksiyonu ifade etmektedir.

CN testi kapsamında iki değişken arasındaki getiri yayılımı incelenirken değişkenlerden birinin getiri serisinin diğer değişkenin getiri serisinin Granger anlamda nedeni (Granger-causality-in-mean) olması gerekmektedir. Bu kapsamda CN test istatistiği de asimptotik olarak normal dağılım özelliği sergilemekte ve Denklem (3)’teki gibi hesaplanmaktadır.

$$\sqrt{T} \hat{p}_{u_1 u_2}(k) \quad (3)$$

Burada  $T$  toplam gözlem sayısını;  $\hat{p}_{u_1 u_2}(k)$  standardize edilmiş hata terimleri arasındaki çapraz korelasyon fonksiyonu ifade etmektedir. CN test istatistiğinin Ho hipotezi “Değişkenler arasında getiri yayılımı yoktur” şeklindedir.

Bu çalışmada CN testi uygulanırken Baillie vd. (1996) tarafından geliştirilen FIGARCH (Fractionally Integrated GARCH) modelinden yararlanılmıştır. Bunun temel nedeni FIGARCH modelinin volatilite serilerindeki uzun hafıza özelliğini dikkate almasıdır. FIGARCH modelinin varyans denklemi Denklem (4)’te gösterilmiştir:

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + [1 - [1 - \beta(L)]^{-1}(1 - \phi(L)(1 - L)]^d \varepsilon_t^2 \quad (4)$$

Burada  $L$ , gecikme işlemcisini;  $\phi$  sonsuz sıralı polinomları;  $d$  ise uzun hafıza parametresini göstermektedir. Ayrıca burada  $\omega_0 > 0, \beta < 1$  ve  $\phi < 1$  koşullarının sağlanması beklenmektedir.

CN testi uygulanırken FIGARCH modellerinin hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının bulunmaması gerekmektedir. Hata terimlerindeki değişen varyans sorunu kullanılan FIGARCH modeli ile giderilmeye çalışılırken; otokorelasyon sorunu FIGARCH modelinin getiri denkleminin (mean equation) yapısı ile giderilmeye çalışılmaktadır. Literatürde getiri denklemlerini ARMA(p, q) tipi modeller ile modelleyen çalışmalar olduğu gibi doğrudan AR(p) tipi modeller ile modelleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Bu çalışmada diğerlerinin yanı sıra Nakajima ve Hamori'nin (2012) çalışmalarında olduğu gibi ilgili finansal değişkenlerin getiri denklemlerinin modellenmesinde AR(p) model yapısı dikkate alınmış ve otokorelasyon sorununu gideren en uygun AR(p) model yapısı ilgili değişkenlerin getiri denklemlerini oluşturmuştur.

Analizler sonrasında ilgili finansal değişkenlerin tamamı için AR(1) model yapısının gerekli koşulları sağladığının belirlenmesi nedeniyle ilgili tüm para birimlerinin getiri denklemleri Student t dağılım varsayımı altında AR(1) model yapısı dikkate alınarak modellenmiş ve bu durum Denklem (5)'te gösterilmiştir.

$$r_t = \mu_0 + \zeta r_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i. i. d, \text{ Student } t(0, 1, \nu) \quad (5)$$

Student t dağılım varsayımı altında AR(1)-FIGARCH(1,d,1) modelleri tahmin edilirken kullanılan Log Likelihood fonksiyonu ise Denklem (6)'da gösterilmiştir:

$$\text{LogLL}_{\text{student } t} = T \left\{ \ln \Gamma \left( \frac{\nu+1}{2} \right) - \ln \Gamma \left( \frac{\nu}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln [\pi(\nu-2)] \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[ \ln(\sigma_t^2) + (1+\nu) \left[ \ln \left( 1 + \frac{z_t^2}{\sigma_t^2(\nu-2)} \right) \right] \right] \quad (6)$$

Burada  $\sigma_t^2$ , varyansı;  $z_t$ , standardize edilmiş hata terimlerini ( $z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$ );  $\nu$ ,  $\nu > 2$  olacak şekilde serbestlik derecesini;  $\Gamma(\cdot)$  ise gamma fonksiyonunu ifade etmektedir.

Fakat analizlerde uzun hafız özelliğini dikkate alan FIGARCH modellerin kullanılabilmesi için öncelikle ilgili tüm para birimlerinin volatilité serilerinin uzun hafıza özelliği sergilediklerinin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla üç farklı testten yararlanılmıştır. Bunlar Lo (1991) tarafından geliştirilen R / S (Rescaled range, R/S) testi; Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen GPH testi ve Robinson ve Henry (1998) tarafından geliştirilen GSP testidir. Bu testlerin Ho hipotezleri "Volatilité serilerinde uzun hafıza özelliği yoktur" şeklindedir. Bu testler uygulanırken literatürün geneli ile uyumlu bir şekilde volatilité serilerini temsilen ilgili finansal değişkenlerin logaritmik getiri serilerinin kareleri esas alınmıştır.

## **2.3. Metodolojik Yaklaşımla İlgili Diğer Bazı Önemli Unsurlar**

### **2.3.1. İşlem Saati Farklılıkları**

Çeşitli finansal varlıklar arasındaki volatilite yayılımı günlük veri kullanılarak incelenirken karşılaşılan sorunlardan biri ülkeler arası zaman farklarına da bağlı olarak ilgili finansal varlıkların piyasalarda işlem gördükleri saatlerin birbirinden farklı olmasıdır. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için analizlerde günlük getiri serileri yerine gün içi (intra-daily) getiri serilerini kullanan çalışmalar olduğu gibi haftalık veri kullanan veya bulguları işlem saati farklılıklarını dikkate alarak yorumlayan çalışmalar da bulunmaktadır. Fakat, bu sorunun daha çok hisse senedi piyasaları ve / veya tahvil / bono piyasaları için geçerli olduğu belirtilmelidir. Çünkü, bu tür piyasaların aksine döviz piyasaları hafta içi her gün 24 saat açıktır. Bunun temel nedeni döviz piyasalarının küresel piyasalar olmalarına bağlı olarak tek bir yerel / yurt içi piyasa yerine New York, Londra, Tokyo gibi farklı piyasalarda işlem görmeleridir. Böylece bu piyasalardan biri kapanmadan diğeri açıldığından, işlem hacimlerinde azalmalar olsa da döviz piyasaları hafta içi her gün 24 saat açık kalabilmektedir. Örneğin, küresel döviz piyasalarında işlemler Pazar günü gece 00.00'da Sydney (Avustralya) piyasasının açılması ile başlamakta ve Cuma günü New York (ABD) piyasasının gece 23.59'da kapanması ile son bulmaktadır. Bu nedenle başta USD / EUR, USD / GBP, USD / JPY gibi majör para birimleri olmak üzere daha düşük işlem hacimlerine sahip olmakla birlikte USD / TRY, USD/ BRL, USD / ZAR, USD / MXN, USD / KRW gibi gelişen ülke para birimleri de bu piyasalarda hafta içi 24 saat işlem görmektedir. Dolayısıyla hisse senedi piyasaları ve / veya tahvil / bono piyasaları için geçerli işlem saati farklılıklarının döviz piyasaları için pek geçerli olmadığı ifade edilebilir<sup>4</sup>.

### **2.3.2. Maksimum Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi**

CN testi uygulanırken çeşitli gecikme uzunlukları kullanılabilir. Literatürde özellikle günlük veri kullanılması durumunda maksimum gecikme uzunluğunun kaç olması gerektiği konusunda bir uzlaşma bulunmamaktadır. Fakat, başta Cheung ve Ng (1996) olmak üzere diğer bazı çalışmalarda da maksimum gecikme uzunluğunun beş olarak belirlendiği görülmektedir (Örneğin bakınız: Hu vd., 2007; Gebka ve Serwa, 2007). Bu nedenle bu çalışmada da değişkenler arasındaki getiri ve volatilite yayılımı incelenirken tüm analizler maksimum beş gecikmeye kadar yapılmıştır.

### **2.3.3. Yapısal Kırımların Olası Etkilerinin Dikkate Alınması**

Dijk, Osborn ve Sensier (2005) ile Rodrigues ve Rubia (2007) çalışmalarında CN testi uygulanırken; volatilite serilerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınmamasının testin etkinliğini ve gücünü azalttığını ifade etmişlerdir. Arago-Manzana ve Fernandez-Izquierdo (2007) ise çalışmalarında

---

<sup>4</sup> Ayrıca hisse senedi piyasalarının aksine veri tabanlarında döviz kurlarının sadece kapanış değerleri verildiğinden döviz kurları için gün içi getiri oranları da hesaplanamamaktadır.



volatilite serilerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınmamasının volatilite yayılımının yönü ve yoğunluğu konusunda yanlı (biased) sonuçların elde edilmesine yol açabileceğini belirtmişlerdir. Bu nedenlerden dolayı bu çalışmada öncelikle ilgili tüm para birimlerinin şartsız (unconditional) volatilite serilerinde yapısal kırılmaların gerçekleşip gerçekleşmediği incelenmiştir. Yapısal kırılmaların gerçekleştiği sonucuna ulaşılması durumunda da AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modelinin varyans denklemini Denklem (7)'de gösterildiği gibi kukla değişkenler eklenerek yapısal kırılmalar dikkate alınmıştır.

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + [1 - [1 - \beta(L)]^{-1}(1 - \phi(L)(1 - L)]^d \varepsilon_t^2] + d_1 D_1 + \dots + d_n D_n \quad (7)$$

Burada  $D_1, \dots, D_n$  yapısal kırılma öncesi dönem için 0, yapısal kırılma sonrası dönem içinse 1 değerlerini alan kukla değişkenleri;  $d_1, \dots, d_n$  ise bu kukla değişkenlerin katsayılarını ifade etmektedir.

Volatilite serilerindeki yapısal kırılmaların belirlenmesinde ise diğerlerinin yanı sıra Abdennadher ve Hallara'nın (2018) çalışmalarında olduğu gibi Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda öncelikle ilgili para birimlerinin günlük logaritmik getiri serilerinin kareleri kullanılarak günlük şartsız (unconditional) volatilite serileri elde edilmiş ve ardından bu günlük şartsız volatilite serilerine Bai ve Perron (1998, 2003) testi uygulanmıştır. Bu kapsamda ilgili volatilite serilerinde yapısal kırılmalar olup olmadığı  $UD_{max}$  ve  $WD_{max}$  test istatistikleri ile yapısal kırılma sayıları ise Jung ve Maderitsch (2014, s.338) ile Mensi vd.'nin (2014, s.346) çalışmalarında olduğu gibi Yao (1988) tarafından geliştirilen BIC (Bayesian Information Criterion, BIC) kriteri ile belirlenmiştir.

#### **2.3.4. Diğer Ülke Para Birimlerinin Volatilite Değerlerinin Dolar-TL Volatilitesi Üzerindeki Toplu Etkilerinin Analizi**

CN testi değişkenler arasında bir volatilite yayılımı olup olmadığı konusunda bilgi sunmakla birlikte; incelenen tüm değişkenlerin tek bir değişken üzerindeki toplu etkisinin ne olduğu konusunda pek bir bilgi sunamamaktadır. Fakat, bu tür analizler açısından diğer tüm değişkenlerin volatilitelerinin çalışmanın ana konusunu oluşturan değişkenin volatilitesi üzerindeki toplu etkilerinin analiz edilmesi de oldukça önemli bir konudur. Bir diğer ifadeyle bu çalışma özelinde ifade etmek gerekirse CN testi çalışma kapsamında incelenen diğer para birimlerinin herhangi birinin volatilitesinde meydana gelen değişimin Dolar-TL volatilitesi üzerinde de etkili olup olmadığı konusunda bilgi verebilmektedir. Fakat, diğer ülke para birimlerinin volatilite değerlerinde meydana gelen değişimlerin Dolar-TL volatilitesi üzerindeki "toplu etkisinin" ne olduğu konusunda pek bir bilgi verememektedir.

Bu tür bir bilgi için bu çalışmada Hu vd.'nin (1997) çalışmalarında kullandığı metodolojik yaklaşım benimsenmiştir. Hu vd. (1997) çalışmalarında öncelikle CN testini kullanarak değişkenler arasındaki volatilite yayılımını tek tek tespit etmişlerdir. Daha sonra diğer değişkenlerin tamamının tek bir değişken üzerindeki toplu etkisini belirleyebilmek için CN testine göre istatistiki olarak anlamlı bulunan volatilite serileri gecikme uzunlukları da dikkate alınarak AR(1)-GARCH(1,1) modelinin varyans denklemine dahil edilmiştir. Ardından, bu şekilde tahmin edilen AR(1)-GARCH(1,1) modelinin volatilite kalıcılığını temsil eden ve ARCH ile GARCH parametrelerinin toplamından oluşan değerde meydana gelen azalışa odaklanarak diğer tüm değişkenlerin volatilite düzeylerinin toplu etkisini belirlemeye çalışmışlardır. Bu çalışmada da benzer bir metodolojik yaklaşım sergilenerek diğer ülke para birimlerinin volatilite değerlerinin Dolar-TL volatilitesi üzerindeki toplu etkisi de belirlenmeye çalışılmıştır.

Hu vd. (1997) çalışmalarında bu analizi yaparken diğer değişkenlerin volatilite serilerini temsilen diğer değişkenlerin getiri serilerinin karelerini alarak oluşturdukları volatilite serilerini kullanmışlardır. Bu çalışmada da öncelikle bu yaklaşıma yer verilmiş ve bu kapsamda oluşturulan modele de genişletilmiş GARCH1 modeli denilmiştir. Ardından ise alternatif bir yaklaşım olarak öncelikle ilgili her bir ülkenin para biriminin volatilitesi yapısal kırılmalar da dikkate alınarak standart GARCH modelleri ile modellenmiş, daha sonra ise bu şekilde elde edilen volatilite serileri AR(1)-GARCH (1,1) modeli kapsamında Dolar-TL'nin varyans denklemine eklenmiştir<sup>5</sup>. Bu şekilde oluşturulan modele de genişletilmiş GARCH2 modeli denilmiştir. Bu sözel açıklamalar matematiksel olarak Denklem (8)'deki ve (9)'daki gibi ifade edilebilir:

$$r_t = \mu_0 + \zeta r_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i. i. d, \text{ Student } t(0,1, \nu) \quad (8)$$

$$\sigma^2_t = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma^2_{t-1} + X_{j,t}, j = USD/EUR, USD/GBP, USD/JPY, USD/KRW, USD/BRL, USD/ZAR, USD/MXN \quad (9)$$

Burada  $\sigma^2_t$ , zamanla değişen şartlı volatilite değerini;  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  sırasıyla ARCH ve GARCH parametrelerini;  $\omega_0$  sabit terimi,  $X_{j,t}$  ise CN testine göre istatistiki olarak anlamlı bulunan para birimlerinin volatilite serilerini göstermektedir. Burada volatilite kalıcılığını  $\alpha_i + \beta_j$  toplamı ifade etmektedir. Diğer para birimlerinin toplu etkisi analiz edilirken de  $X_{j,t}$  değişkeni eklenmeden önceki  $\alpha_i + \beta_j$  toplamı ile  $X_{j,t}$  değişkeni eklendikten sonra elde edilen  $\alpha_i + \beta_j$  toplamı karşılaştırılmaktadır.  $X_{j,t}$  değişkenin eklenmesinden sonra  $\alpha_i + \beta_j$  toplamında meydana gelen azalmanın derecesi diğer para birimlerinin toplu etkisinin bir göstergesi olarak yorumlanmaktadır.

---

<sup>5</sup> Normalde bu çalışmada volatilitenin modellenmesinde FIGARCH modeli kullanıldığından, bu tür analizlerin de FIGARCH modeli dikkate alınarak yapılması daha doğru bir yaklaşım olabilecekti. Fakat, FIGARCH modelinin varyans denklemine ilgili para birimlerinin istatistiki olarak anlamlı çıkan tüm volatilite değerleri eklendiğinde, FIGARCH modeli tahmin edilememektedir. Çünkü, ilgili değişkenlerin eklenmesi durumunda FIGARCH modelinin tahmininde yakınsama sağlanamamaktadır (“no converge”).

### 3.BULGULAR

Değişkenlere ilişkin betimleyici istatistikler, birim kök ve değişen varyans testi sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

**Tablo 2: Betimleyici İstatistikler, Birim Kök Ve Değişen Varyans Testleri (%)**

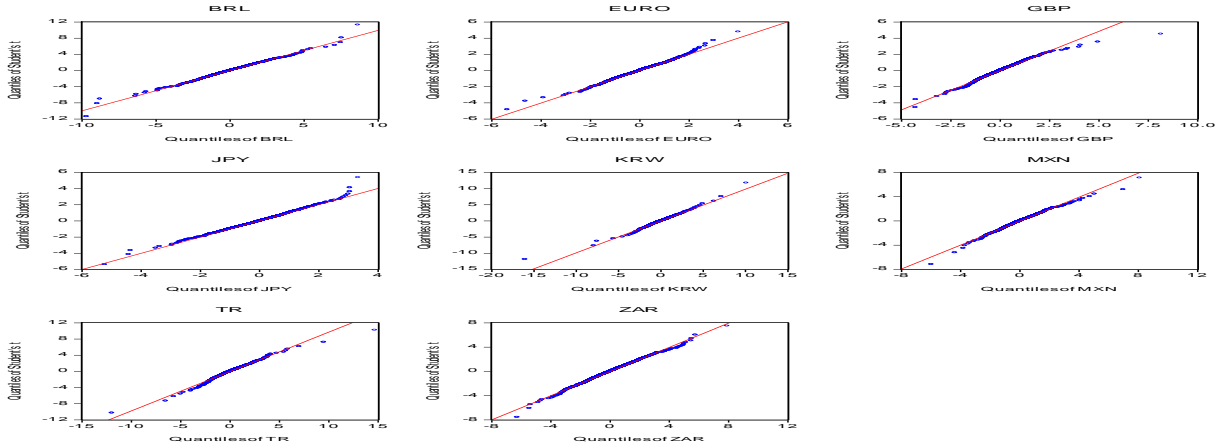
	TRY	BRL	KRW	MXN
<b>Birim kök testleri</b>				
ADF	-15.9108*[0.000]	-18.259*[0.0000]	-11.2622*[0.000]	-34.6881*[0.000]
PP	-59.7669*[0.000]	-65.7316*[0.0001]	-66.8608*[0.000]	-63.2480*[0.000]
<b>Betimleyici istatistikler</b>				
Ortalama	0.03368	0.01251	-0.00239	0.01821
Maksimum	14.7065	8.66701	10.13525	8.11405
Minimum	-11.9355	-9.6682	-16.0409	-5.95996
Std. Sapma	0.91788	1.050404	0.73474	0.70250
Çarpıklık	1.1114	0.04068	-1.76708	0.841021
Basıklık	31.9518	13.1073	78.15524	15.02144
Jargue-Bera	0.0000*	0.0000*	0.00000*	0.0000*
<b>Değişen varyans testleri</b>				
Q <sup>2</sup> (30)	1042.2*[0.000]	4338.8*[0.0000]	1925.3*[0.000]	2842.7*[0.000]
ARCH-LM (30)	24.723*[0.000]	53.8589*[0.0000]	50.5789*[0.000]	51.0351*[0.000]
	ZAR	EUR	GBP	JPY
<b>Birim kök testleri</b>				
ADF	-24.0339*[0.000]	-64.5852*[0.000]	-20.2514*[0.000]	-66.4317*[0.000]
PP	-63.6538*[0.000]	-64.5851*[0.000]	-63.4281*[0.000]	-66.4557*[0.000]
<b>Betimleyici istatistikler</b>				
Ortalama	0.003703	-0.00498	0.003202	-0.004602
Maksimum	7.924034	4.008055	8.169384	3.342812
Minimum	-6.257432	-5.34681	-4.27265	-5.215648
Std. Sapma	1.106809	0.618114	0.614291	0.642530
Çarpıklık	0.28576	-0.14768	0.828171	-0.328025
Basıklık	5.78986	7.08279	14.67059	7.320958
Jargue-Bera	0.0000*	0.00000*	0.00000*	0.00000*
<b>Değişen varyans testleri</b>				
Q <sup>2</sup> (30)	2080.0*[0.000]	1579.7*[0.000]	960.28*[0.000]	724.56*[0.0000]
ARCH-LM (30)	20.5993*[0.000]	17.565*[0.000]	14.0415*[0.000]	12.3996*[0.000]

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Jargue-Bera testi için verilen değerler olasılık değerleridir. Getiri serilerinin trend içermemesi nedeniyle birim kök testleri trendsiz model dikkate alınarak uygulanmıştır.

Öncelikle ADF (Augmented-Dickey Fuller, ADF) ve PP (Phillips-Perron, PP) birim kök testi sonuçları incelendiğinde, ilgili tüm döviz kurlarının getiri serilerinin düzey değerlerinde durağan oldukları anlaşılmaktadır. Betimleyici istatistikler incelendiğinde KRW, EUR ve JPY para birimlerinin negatif, diğer tüm para birimlerinin ise pozitif ortalama getiri oranlarına sahip oldukları anlaşılmaktadır. Bir risk ölçütü olarak standart sapma parametrelerine bakıldığında, en yüksek toplam riske sırasıyla ZAR ve BRL para birimlerinin, en düşük toplam riske ise GBP, EUR ve JPY para birimlerinin sahip oldukları görülmektedir. Çarpıklık değerlerine bakıldığında KRW, EUR ve JPY para birimlerinin negatif, diğer para birimlerinin ise pozitif çarpıklık değerlerine sahip oldukları anlaşılmaktadır. Bu durum standart normal dağılıma göre kıyaslandığında KRW, EUR ve JPY para birimlerinin negatif getiri oranı sunma olasılıklarının, diğer para birimlerinin ise pozitif getiri oranı sunma olasılıklarının daha fazla olduğu anlamına gelmektedir. Basıklık değerlerine bakıldığında en

yüksek değerlere sırasıyla KRW ve TRY para birimlerinin, en düşük değerlere ise sırasıyla ZAR ve EUR para birimlerinin sahip oldukları görülmektedir. Bu durum ekstrem fiyat hareketlerinin gerçekleşme olasılığının KRW ve TRY para birimleri için oldukça yüksek, ZAR ve EUR para birimleri içinse göreceli olarak daha düşük olduğu anlamına gelmektedir. Ljung-Box  $Q^2(k)$  testi ile Engel'in (1982) ARCH-LM testi sonuçları incelendiğinde, ilgili tüm para birimlerinin getiri serilerinin değişen varyans özelliği sergiledikleri anlaşılmaktadır. Bu bulgu getiri serilerinin durağan olduğu bulgusu ile birleştirildiğinde, inceleme kapsamındaki tüm para birimlerinin volatilitelerinin modellenmesinde GARCH-tipi modellerin kullanılabileceği anlamına gelmektedir. GARCH-tipi modeller için kullanılacak dağılım varsayımına gelince, öncelikle ilgili tüm para birimlerinin getiri serilerine uygulanan Jarque-Bera testine ait sonuçlar incelendiğinde, %5 anlamlılık düzeyinde her durumda ilgili getiri serilerinin standart normal dağılıma uyduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezlerinin reddedildiği görülmektedir. Fakat, Şekil 1'de gösterildiği gibi Q-Q grafikleri Student t dağılım varsayımı dikkate alınarak çizildiğinde bu dağılımın inceleme kapsamındaki tüm döviz kuru getiri serileri için çok daha uygun bir dağılım varsayımı olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle bu çalışmada GARCH-tipi modellerin tahmininde Student t dağılım varsayımından yararlanılmıştır.

**Şekil 1: Q-Q Grafikleri (Student t dağılımı)**



Bilindiği gibi literatürde çeşitli GARCH-tipi modeller bulunmaktadır. Bu modeller arasında yer alan standart GARCH modelleri de finansal değişkenlerin volatilitelerinin kısa hafıza özelliği sergilediği varsayımına dayanmaktadır. FIGARCH modelleri ise finansal değişkenlerin volatilitelerinin uzun hafıza özelliği sergilediği varsayımına dayanan modellerdir. Bu varsayımlardan hangisinin geçerli olduğunun belirlenmesi amacıyla uygulanan R / S testi ile GPH ve GSP testlerine ait sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

**Tablo 3 : Volatilite Serilerine Uygulanan Uzun Hafıza Testlerine Ait Sonuçlar**

	TRY	BRL	KRW	MXN
Lo R/ S testi				
q=1	2.3602*	2.8001*	3.2553*	3.3758*
q=2	2.1812*	2.4824*	3.1101*	2.9786*
q=5	1.9033*	2.0092*	2.7055*	2.4578*
GPH testi				

m= T <sup>0.5</sup>	0.2494*[0.0048]	0.1374[0.1206]	0.2212*[0.0125]	0.2567*[0.0040]
m= T <sup>0.6</sup>	0.2212*[0.0000]	0.3172*[0.0000]	0.3156*[0.0000]	0.2639*[0.0000]
m= T <sup>0.8</sup>	0.1656*[0.0000]	0.3984*[0.0000]	0.3872*[0.0000]	0.2736*[0.0000]
GSP testi				
m= T/4	0.2058*[0.0000]	0.3425*[0.0000]	0.2717*[0.0000]	0.2774*[0.0000]
m= T/16	0.2205*[0.0000]	0.2946*[0.0000]	0.3740*[0.0000]	0.2541*[0.0000]
m= T/64	0.2177*[0.0000]	0.2457*[0.0000]	0.2220*[0.0000]	0.2817*[0.0000]
	ZAR	EUR	GBP	JPY
Lo R/ S testi				
q=1	2.9569*	4.4940*	3.2867*	3.6040*
q=2	2.7481*	4.2708*	3.1710*	3.4183*
q=5	2.3176*	4.7531*	2.7997*	3.1375*
GPH testi				
m= T <sup>0.5</sup>	0.3757*[0.0000]	0.4875*[0.0000]	0.5251*[0.0000]	0.4776*[0.0000]
m= T <sup>0.6</sup>	0.4557*[0.0000]	0.6229*[0.0000]	0.3718*[0.0000]	0.5084*[0.0000]
m= T <sup>0.8</sup>	0.3909*[0.0000]	0.2276*[0.0000]	0.2887*[0.0000]	0.3037*[0.0000]
GSP testi				
m= T/4	0.3277*[0.0000]	0.2568*[0.0000]	0.2715*[0.0000]	0.2233*[0.0000]
m= T/16	0.4055*[0.0000]	0.4402*[0.0000]	0.3425*[0.0000]	0.3963*[0.0000]
m= T/64	0.4178*[0.0000]	0.5648*[0.0000]	0.4872*[0.0000]	0.4552*[0.0000]

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. R/S testinin %95 güven düzeyindeki kritik değer aralığı [0.809, 1.862]'dir. R/S testinin istatistiki olarak anlamlı sonuçlar verebilmesi için hesaplanan test istatistiğinin belirtilen kritik aralığın içerisinde olmaması gerekmektedir.

Sonuçlar incelendiğinde ilgili tüm para birimlerinin volatilité serilerinin uzun hafıza özelliği sergiledikleri görülmektedir. Bu bulgu da analizlerde standart GARCH-tipi modeller yerine FIGARCH modelinin kullanılmasının daha doğru bir tercih olabileceği anlamına gelmektedir. Bu nedenle bu çalışmada Student t dağılım varsayımına dayalı FIGARCH modelinden yararlanılmıştır. Ayrıca, volatilité serisinin uzun hafıza özelliği sergilemesi ilgili döviz piyasalarındaki fiyat hareketlerinin oluşumunda belirsizliğin önemli bir faktör olduğu anlamına gelmektedir (Charfeddine, 2014). Fakat daha önce ifade edildiği gibi CN testi volatilitédeki yapısal kırılmalara karşı duyarlı bir testtir. Bu nedenle FIGARCH modelleri tahmin edilmeden önce ilgili para birimlerinin volatilité serilerinin yapısal kırılmalar içerip içermediği analiz edilmelidir. Çalışmada bu amaçla Bai ve Perron (1999, 2003) testine ait UDmax ve WDmax test istatistiklerinden yararlanılmıştır. Tablo 4'te sunulan Bai ve Perron (1999, 2003) testine ait sonuçlar incelendiğinde UDmax ve WDmax test istatistiklerinin ilgili tüm para birimlerinin volatilité serilerinde %5 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmaların gerçekleştiği sonucuna işaret ettikleri anlaşılmaktadır.

**Tablo 4 : Bai ve Perron (1999, 2003) Testine Ait Sonuçlar**

Para birimleri	UDmax	WDmax
BRL	11.98810*	26.30636*
EUR	36.85233*	52.60386*
GBP	22.76954*	30.43886*
JPY	16.84868*	29.100055*
KRW	19.72959*	21.44541*
MXN	38.64511*	69.29720*
TRY	12.86941*	19.39936*
ZAR	24.63749*	54.06385*
Kritik değer ( %5)	8.88	9.91

\*, % 5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum yapısal kırılma sayısı 5, triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Hata terimlerinin dağılımının yapısal kırılmalar arasında değişmesine izin verilmiştir..

Fakat FIGARCH modellerinin varyans denklemlerine volatilité serilerindeki yapısal kırılmaların eklenebilmesi için hem yapısal kırılma sayılarının hem de yapısal kırılmaların meydana geldiği dönemlerin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla BIC kriterinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 5'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde ZAR'ın volatilitesinde 4, TRY'nin volatilitesinde 1, diğer para birimlerinin volatilitesinde ise 2'şer adet yapısal kırılmanın gerçekleştiği anlaşılmaktadır. Dolayısıyla incelenen dönemde G.Afrika randının volatilitesi için 5, Türk lirasının volatilitesi için 2, diğer para birimlerinin volatilitesi içinse 3 farklı rejim döneminin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır.

**Tablo: 5 Yapısal Kırılma Sayılarının ve Dönemlerinin Belirlenmesi**

SIC kriteri	m.	T	SIC kriteri	m.	T
<b>BRL</b>			<b>TRY</b>		
2.692213 (0)			3.096642 (0)		
2.690708 (1)			<b>3.096232</b> (1)	1	0.8504
<b>2.685644</b> (2)	2	0.324 / 0.484	3.097294 (2)		
2.686268 (3)			3.096911 (3)		
2.687317 (4)			3.100724 (4)		
2.691349 (5)			3.105489 (5)		
<b>EUR</b>			<b>KRW</b>		
-0.116542 (0)			3.114683 (0)		
-0.121309 (1)			3.115593 (1)		
<b>-0.144466</b> (2)	2	0.3857 / 0.5672	<b>3.101645</b> (2)	2	0.3652 / 0.5150
-0.143118 (3)			3.105520 (3)		
-0.141410 (4)			3.109432 (4)		
-0.135415 (5)			3.113357 (5)		
<b>GBP</b>			<b>MXN</b>		
0.668870 (0)			1.236053 (0)		
0.669079 (1)			1.224814 (1)		
<b>0.655273</b> (2)	2	0.3507 / 0.5008	<b>1.219848</b> (2)	2	0.3871 / 0.5701
0.656441 (3)			1.220737 (3)		
0.660125 (4)			1.224140 (4)		
0.663987 (5)			1.230052 (5)		
<b>JPY</b>			<b>ZAR</b>		
0.077520 (0)			1.974735 (0)		
0.077004 (1)			1.970671 (1)		
<b>0.061258</b> (2)	2	0.3245 / 0.4833	1.965186 (2)		
0.063283 (3)			1.961330 (3)		
0.065822 (4)			<b>1.960796</b> (4)	4	0.157 / 0.335 / 0.4850 / 0.801
0.068693 (5)			1.963449 (5)		

Koyu ve altı çizili olarak gösterilen değerler minimum BIC değerlerini göstermektedir. m kırılma sayısını, T kırılma noktalarını ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler 0'dan 5'e kadar olan yapısal kırılmaları ifade etmektedir.

Çalışmanın bu aşamasında, belirlenen yapısal kırılma sayıları dikkate alınarak FIGARCH modelleri tahmin edilmiştir. Fakat hem sadelik sağlamak hem de yer kısıtı nedeniyle sonuçlar burada gösterilmemiş, sadece bu aşamadan sonraki analizler açısından gerekli olan kısımlara ilişkin bulgular yorumlanıp; çalışmanın asıl konusunu oluşturan getiri ve volatilité yayılımına ilişkin bulgulara

odaklanılmıştır<sup>6</sup>. Bu kapsamda FIGARCH modellerine ait bulgular incelendiğinde varyans denklemlerindeki uzun hafıza parametrelerinin tamamının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Bu bulgu da daha önceki aşamalarda uygulanan R/S, GPH ve GSP testleri tarafından sunulan bulguları desteklemektedir. Benzer şekilde Student t dağılımına ait parametrelerinin serbestlik dereceleri de %5 anlamlılık düzeyinde her durumda istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Bu bulgu inceleme kapsamındaki tüm para birimlerinin getiri serilerinin dağılımında Student t dağılım varsayımının kullanılmasını destekleyen bir bulgudur. Bunun yanı sıra ARCH parametreleri ile yapısal kırılmaları temsilen kullanılan kukla değişkenlere bakıldığında ilgili parametrelerin bazı durumlarda istatistiki olarak anlamlı çıkmadıkları görülmektedir. Fakat, CN testinin uygulanabilmesi için önemli olan nokta tüm parametrelerin istatistiki olarak anlamlı çıkması değil; daha çok ilgili para birimlerinin volatilité serilerinin karakteristik özelliklerinin dikkate alınması ve hata terimlerine uygulanan diagnostik testlerin olumlu sonuçlar vermesidir (Örneğim bakınız: Papiez ve Smiech, 2013; Xua ve Hamori, 2012). Bu kapsamda incelenen tüm para birimleri için FIGARCH modelinden elde edilen hata terimlerine uygulanan otokorelasyon ve değişen varyans testlerine ait sonuçlar incelendiğinde, ilgili tüm para birimleri için %10 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının giderildiği görülmektedir. Bu bulgu da ilgili tüm para birimleri için FIGARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hata terimlerinin getiri yayılımının analizinde, karesi alınmış standardize edilmiş hata terimlerinin ise volatilité yayılımının analizinde kullanılabileceği anlamına gelmektedir.

Bu kapsamda CN testine dayalı olarak elde edilen getiri yayılımına ilişkin bulgular Tablo 6'da, volatilité yayılımına ilişkin bulgular ise Tablo 7'de sunulmuştur. Öncelikle getiri yayılımına ilişkin bulgular incelendiğinde TRY ile BRL, TRY ile EUR ve TRY ile KRW arasında çift yönlü bir getiri yayılımının söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. TRY ile JPY, TRY ile GBP, TRY ile MXN ve TRY ile ZAR arasında ise diğer para birimlerinden TRY'ye doğru tek yönlü bir getiri yayılımının söz konusu olduğu görülmektedir. Dolayısıyla kısaca ifade etmek gerekirse diğer tüm para birimlerinin getiri oranlarındaki değişimlerin Türk lirasının da getiri oranlarında bir değişime yol açtığı anlaşılmaktadır. Bu değişimlerin boyutlarına bakıldığında genel olarak gelişen ülke para birimlerinin getiri oranlarındaki değişimlerin Türk lirasının getiri oranları üzerindeki etkilerinin gelişmiş ülke para birimlerine göre daha fazla olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca ilgili ülke para birimleri arasında Türk lirasının getiri oranları üzerinde en düşük etkiye sahip olan para birimlerinin İngiliz sterlini ile Japon yeni olduğu görülmektedir. Bu bulguların yanı sıra TRY ile KRW ve TRY ile EUR arasında sıfırıncı gecikmedeki değerlerin de istatistiki olarak anlamlı çıktıkları anlaşılmaktadır. Literatürde bazı farklılıklar olmakla birlikte bu tür sonuçların daha çok ilgili para birimlerinin getiri oranlarını etkileyen ortak küresel faktörlerden kaynaklandığı ifade edilebilir.

---

<sup>6</sup> Yazarlardan talep edilmesi durumunda yapısal kırılmalı FIGARCH model tahmin sonuçlarına ulaşılabilir.

Volatilite yayılımına ilişkin bulgular incelendiğinde ise BRL hariç diğer tüm para birimlerinin volatilitesi ile TRY volatilitesi arasında çift yönlü bir volatilite yayılımının söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. TRY ile BRL arasında ise BRL'nin volatilitesinden TRY'nin volatilitesine doğru tek yönlü bir volatilite yayılımının söz konusu olduğu ifade edilebilir. Dolayısıyla kısaca ifade etmek gerekirse diğer tüm para birimlerinin volatilite düzeylerinde meydana gelen değişimlerin Türk lirasının volatilite düzeyinde de değişime yol açtığı anlaşılmaktadır. Bu değişimlerin boyutuna bakıldığında ise genel olarak Türk lirasının volatilite düzeyi üzerinde en düşük etkiye sahip olan para biriminin İngiliz sterlini ile Japon yeni olduğu görülmektedir. Bu bulguların yanı sıra TRY ile ZAR, TRY ile MXN ve TRY ile JPY volatilitesi arasında sıfırıncı gecikmedeki değerlerin de istatistiki olarak anlamlı çıkması, daha önce de ifade edildiği gibi literatürde bazı yorum farklılıkları olmakla birlikte daha çok ilgili para birimlerinin volatilite düzeylerini etkili olan ortak küresel faktörler ile açıklanmaktadır.

**Tablo 6 : Getiri Yayılımına İlişkin Bulgular**

k.	BRL'den TRY'ye	TRY'den BRL'ye
0	0.0160	0.0160
1	0.2760*	0.0074
2	0.2006*	0.0333*
3	-0.0187	-0.0290
4	-0.0043	-0.0282
5	0.0081	0.0111
k.	KRW'den TRY'ye	TRY'den KRW'ye
0	0.0671*	0.0671*
1	0.3198*	0.0126
2	0.0405*	0.0145
3	-0.0072	-0.0033
4	-0.0110	-0.0321*
5	0.0099	-0.0404*
k.	MXN'den TRY'ye	TRY'den MXN'ye
0	-0.0005	-0.0005
1	0.3032*	-0.0034
2	0.2082*	-0.0268
3	-0.0375*	-0.0153
4	-0.0051	-0.0256
5	-0.0070	0.0105
k.	ZAR'dan TRY'ye	TRY'den ZAR'a
0	-0.0092	-0.0092
1	0.3301*	-0.0195
2	0.2527*	0.0159
3	-0.0333*	-0.0283
4	0.0303*	-0.0083
5	0.0070	-0.0146
k.	EUR'dan TRY'ye	TRY'den EUR'a
0	0.0313*	0.0313*
1	0.2180*	-0.0183
2	0.1695*	0.0231
3	-0.0249	0.0008
4	0.0251	-0.0237
5	-0.0057	-0.0303*
k.	GBP'den TRY'ye	TRY'den GBP'ye
0	0.0223	0.0223
1	0.1944*	-0.0127



2	0.1384*	-0.0119
3	-0.0272	0.0075
4	0.0185	-0.0214
5	-0.0008	0.0030
k.	JPY'den TRY'ye	TRY'den JPY'ye
0	0.0148	0.0148
1	-0.0236	-0.0292
2	0.0529*	-0.0062
3	0.0014	0.0068
4	0.0125	-0.0106
5	0.0004	-0.0169

\*,\*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Cheung ve Ng (1996) testinin orijinal makalede olduğu gibi maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak alınmıştır. %1 ve %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri sırasıyla 2.58 ve 1.96'dır. Tabloda gösterilen değerler çapraz korelasyon değerleridir. k. gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

**Tablo 7 : Volatilite Yayılımına İlişkin Bulgular**

k.	BRL'den TRY'ye	TRY'den BRL'ye
0	0.0098	0.0098
1	0.1081*	-0.0045
2	0.0345*	0.0202
3	0.0043	-0.0062
4	0.0006	0.0041
5	0.0001	0.0291
k.	KRW'den TRY'ye	TRY'den KRW'ye
0	0.0286	0.0286
1	0.1189*	-0.0055
2	0.0178	0.0160
3	-0.0201	-0.0017
4	0.0147	0.0443*
5	-0.0016	0.0222
k.	MXN'den TRY'ye	TRY'den MXN'ye
0	0.0743*	0.0743*
1	0.1432*	0.0017
2	0.0572*	0.0411*
3	-0.0051	0.0040
4	0.0027	0.0096
5	0.0068	-0.0016
k.	ZAR'dan TRY'ye	TRY'den ZAR'a
0	0.0492*	0.0492*
1	0.1436*	-0.0109
2	0.0886*	0.0365*
3	-0.0202	0.0141
4	0.0002	0.0069
5	-0.0043	0.0206
k.	EUR'dan TRY'ye	TRY'den EUR'a
0	0.0158	0.0158
1	0.1539*	-0.0137
2	0.0439*	0.0118
3	-0.0106	0.0174
4	0.0091	0.0135
5	-0.0118	0.0367*
k.	GBP'den TRY'ye	TRY'den GBP'ye
0	0.0112	0.0112
1	0.0872*	-0.0117
2	0.0341*	0.0111

3	-0.0050	0.0390*
4	-0.0100	0.0031
5	0.0002	0.0210
k.	JPY'den TRY'ye	TRY'den JPY'ye
0	0.0554*	0.0554*
1	0.0445*	0.0030
2	0.0228	0.0074
3	0.0056	0.0093
4	0.0019	-0.0089
5	-0.0020	0.0331*

\*,\*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Cheung ve Ng (1996) testinin orijinal makalede olduđu gibi maksimum gecikme uzunluđu 5 olarak alınmıştır. %1 ve%5 anlamlılık düzeyindeki kritik deđerleri sırasıyla 2.58 ve 1.96'dır. Tabloda gösterilen deđerler çapraz korelasyon deđerleridir. k gecikme uzunluđunu ifade etmektedir.

Tüm bu analizlere ilaveten mevcut bulgular kapsamında getiri ve volatilité yayılımı ile ilgili belirtilmesi gereken bir diđer nokta ise şudur; ilgili para birimlerinden herhangi birinin getirindeki veya volatilitesindeki deđişimin Türk lirasının getirisi veya volatilitesi üzerinde etkili olabilmesi için çođu durumda 1 veya 2 günlük bir gecikmenin söz konusu olması gerektiđi anlaşılmaktadır. Hatta bazı durumlarda bu etkilerin ortaya çıkmasının dört veya beş güne kadar uzayabildiđi görülmektedir. Finansal piyasaların dinamik ve hızlı yapısı dikkate alındığına bu gecikmelerin açıklanması gerekmektedir. Gebka ve Serwa (2007: 213-214) bu durumun Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomilerinin dış piyasalarla ilgili bilgi akışını fiyatlamalarındaki gecikmeler ile ilgili piyasaların işlem hacmi, derinliđi ve bu tür piyasalarda işlem yapan trader'ların davranış biçimleri ile ilgili olabileceđini ifade etmişlerdir.

Çalışmanın bu aşamasında Denklem (9) kullanılarak Dolar-TL volatilitesi üzerinde diđer para birimlerinin volatilitésinin toplam etkisi analiz edilmiştir. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 8'de sunulmuştur.

**Tablo 8: Dolar-TL Volatilitesi Üzerinde Diđer Para Birimlerinin Volatilitésinin Toplu Etkisinin Analizi**

	Genişletilmiş GARCH1 modeli	Standart GARCH modeli
Volatilité kalıcılığı	0.957876	0.988037
AIC	2.185611	2.210117
Log-Likelihood	-4599.475	-4667.398
LL test sonuçları	135.846*	
	Genişletilmiş GARCH2 modeli	Standart GARCH modeli
Volatilité kalıcılığı	0.953873	0.988037
AIC	2.189829	2.210117
Log-Likelihood	-4608.299	-4667.398
LL test sonuçları	118.198*	

\*,\*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.  $\chi^2(15)$  için %1 ve %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo deđerleri sırasıyla 30.578 ve 24.996'dır.

Bulgular incelendiğinde standart GARCH modelinin volatilité kalıcılığı parametresinin yaklaşık 0.9880 olduđu, diđer para birimlerinin volatilité deđerlerinin modele eklenmesi ile oluşturulan genişletilmiş GARCH1 modelinin volatilité kalıcılığı parametresinin ise yaklaşık 0.9579 çıktığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla diđer para birimlerinin volatilité deđerlerinin Dolar-TL volatilitesi üzerindeki toplam etkilerinin pek fazla olmadığı anlaşılmaktadır. Çünkü, ilk duruma göre volatilité

kalıcılığı parametresindeki azalmanın sadece yaklaşık %3 ile sınırlı kaldığı görülmektedir. Genişletilmiş GARCH2 modeli kapsamındaki bulgular incelendiğinde de benzer bulgular ulaşılmaktadır. Çünkü, ilk durumda standart GARCH modelinin volatilité kalıcılığı parametresi 0.9880 çıkarken; diğer para birimlerinin volatilité değerlerinin standart GARCH modeline eklenmesi ile oluşturulan genişletilmiş GARCH2 modelinin volatilité kalıcılığı parametresi ise yaklaşık 0.9539 çıkmaktadır. Dolayısıyla volatilité kalıcılığı parametresindeki azalma yine oldukça sınırlı kalmaktadır. Bu bulgular da her ne kadar CN testi sonuçları diğer para birimlerinin volatilitésindeki bir değişimin Dolar-TL volatilitésini üzerinde etkili olduğu sonucuna işaret etse de; bu etkinin sınırlı kaldığı anlamına gelmektedir. Bu nedenle Dolar-TL volatilitésinin daha çok kendi iç dinamiklerinden bir diğer ifadeyle yurt içi gelişmelerden kaynaklandığı ifade edilebilir. Fakat bu bulguya rağmen AIC ve Log Likelihood değerlerine bakıldığında hem genişletilmiş GARCH1 modelinin hem de genişletilmiş GARCH2 modelinin standart GARCH modelinden daha iyi modeller oldukları anlaşılmaktadır. Daha da önemlisi LR test istatistiği kullanılarak genişletilmiş GARCH1 ve GARCH2 modellerinin standart GARCH modelinden istatistiki olarak daha iyi bir model olup olmadığı da sınanabilmektedir. LR test istatistiği Denklem (10)'da gösterildiği gibi hesaplanmaktadır.

$$LR = 2 * (LR_{kısıtsız} - LR_{kısıtlı}) \quad (10)$$

Burada  $LR_{kısıtsız}$  genişletilmiş GARCH1 ve / veya GARCH2 modelinin Log-Likelihood değerini;  $LR_{kısıtlı}$  ise standart GARCH modelinin Log-Likelihood değerini göstermektedir.

LR test istatistiğinin  $H_0$  hipotezi “Diğer para birimlerinin volatilité değerlerinin toplu etkisi sıfıra eşittir” şeklindedir. Bir diğer ifadeyle  $H_0$  hipotezi standart GARCH modelinin daha iyi bir model olduğunu ifade etmektedir. LR testi sonuçları incelendiğinde (Tablo 8)  $H_0$  hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği anlaşılmaktadır. Bu nedenlerle genişletilmiş GARCH1 ve GARCH2 modellerinin standart GARCH modeline göre Dolar-TL volatilitésinin modellenmesi açısından daha iyi modeller oldukları ifade edilebilir. Bu bulgu da Dolar-TL volatilitésini öngörmeye dönük modeller kurulurken bu çalışma kapsamında belirtilen para birimlerinin volatilité değerlerinin dikkate alınmasının daha etkin sonuçlara ulaşılabilmesi açısından önemli olabileceği anlamına gelmektedir. Ayrıca bu bulgular her ne kadar diğer para birimlerinin volatilité değerlerindeki toplu değişimlerin Dolar-TL volatilitésini üzerinde küçük boyutlu etkileri olduğu sonucuna işaret etse de LR test istatistiğinin “Diğer para birimlerinin volatilité değerlerinin toplu etkisi sıfıra eşittir” şeklindeki  $H_0$  hipotezini reddetmesi bu toplu etkinin istatistiki olarak anlamlı bir etki olduğunu da göstermektedir.

## SONUÇ

Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomilerinde makroekonomik ve makro finansal dengenin sağlanabilmesinde döviz kuru volatilitésinin önemli bir işleve sahip olduğu ifade edilebilir. Döviz kuru volatilitésini ülke ekonomilerinin kendi iç dinamiklerine bağlı olarak ortaya çıkabileceği gibi diğer ülke ekonomilerinin finansal piyasalarında meydana gelen şokların yayılması sonucunda da ortaya

çıkabilmektedir. Bu çalışmada Dolar-TL ile Euro bölgesi, İngiltere, Japonya, G.Kore, Brezilya, Meksika ve G.Afrika ekonomilerinin para birimleri arasındaki getiri ve volatilite yayılımı incelenmiştir. Çalışmada bu amaçla Cheung ve Ng (1996) varyantsa Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bu test uygulanırken ilgili para birimlerinin volatilitesindeki çoklu yapısal kırılmalar da dikkate alınmıştır. Volatilitedeki çoklu yapısal kırılmaların belirlenmesinde Bai ve Perron (1998, 2003) testi kullanılmıştır. Volatilitenin modellenmesinde ise volatilite serilerindeki uzun hafıza özelliğini dikkate alan FIGARCH modelinden yararlanılmıştır. Çalışmada ayrıca Dolar-TL volatilitésinin daha çok kendi iç dinamiklerinden mi yoksa diğer ülke para birimlerinin volatilitésinden mi kaynaklandığına dair analizlere de yer verilmiştir.

Çalışma bulguları öncelikle inceleme kapsamındaki tüm para birimlerinin volatilite serilerinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna işaret etmektedir. Bu bulgu ilgili döviz piyasalarındaki fiyat hareketlerinin oluşumunda belirsizliğin önemli bir etkisi olduğu anlamına gelmektedir. Bai ve Perron (1998, 2003) testine ait sonuçlar da inceleme kapsamındaki tüm para birimlerinin volatilitésinde yapısal kırılmaların meydana geldiği sonucuna işaret etmektedir. Bu bulgu ilgili para birimlerinin volatilitésinde farklı rejim dönemlerinin yaşandığı anlamına gelmektedir. Çalışmanın asıl konusunu oluşturan Cheung ve Ng (1996) testi sonuçlarına bakıldığında ise TRY ile BRL, TRY ile EUR ve TRY ile KRW arasında çift yönlü bir getiri yayılımının; JPY, GBP, MXN ve ZAR'dan TRY'ye doğru ise tek yönlü bir getiri yayılımının söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Volatilite yayılmasına ilişkin bulgulara bakıldığında ise BRL hariç diğer tüm para birimleri ile TRY arasında çift yönlü bir volatilite yayılımının söz konusu olduğu görülmektedir. BRL ile TRY arasında ise BRL'nin volatilitésinden TRY'nin volatilitésine doğru tek yönlü bir volatilite yayılımının söz konusu olduğu ifade edilebilir. Dolayısıyla, Dolar-TL volatilitésinin inceleme kapsamındaki diğer tüm para birimlerinin volatilitésinden etkilendiği anlaşılmaktadır. Fakat, bulgular diğer ülke para birimlerinin volatilitésinin Dolar-TL volatilitésini üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkileri olmakla birlikte, Dolar-TL volatilitésinin daha çok kendi iç dinamiklerinden kaynaklandığına da işaret etmektedir.

Çalışma bulgularının uygulamaya dönük önemli sonuçlar içerdiği ifade edilebilir. Örneğin, getiri yayılımına ilişkin bulgular uluslararası yatırımcılar için etkin yatırım kararlarının verilebilmesi açısından önemli bilgiler sunmaktadır. Çünkü, bulguların JPY, GBP, MXN ve ZAR'dan TRY'ye doğru tek yönlü bir getiri yayılımı olduğu sonucuna işaret etmesi, piyasalara dönük bilgi akışına bağlı olarak önce JPY, GBP, MXN ve ZAR para birimlerinin getiri oranlarında bir değişimin yaşandığı ardından bu değişimlerin Dolar-TL kurunun getiri oranları üzerinde bir değişime yol açtığı anlamına gelmektedir. Bu durum ilgili para birimlerindeki fiyat hareketlerine bakarak önceden Dolar-TL'nin getiri oranı konusunda bilgi sahibi olunabileceği anlamına gelmektedir. Bunun da uluslararası döviz piyasalarında daha etkin yatırım stratejilerinin uygulanabilmesi açısından oldukça önemli bir bilgi olduğu ifade edilebilir.

Volatilite yayılımı kapsamında elde edilen bulgulara gelince, öncelikle çalışma bulgularının genişletilmiş GARCH1 ve GARCH2 modellerinin sadece Dolar-TL volatilitisini dikkate alan standart GARCH modeline göre daha iyi modeller oldukları sonucuna işaret etmesinin özellikle risk yöneticileri açısından oldukça önemli bir bulgu olduğu ifade edilebilir. Çünkü, gerek spot piyasada taşınan pozisyonların piyasa riskinin başarılı bir şekilde ölçülebilmesi gerekse bu pozisyonların finansal riskinin opsiyon sözleşmeleri gibi türev araçlarla etkin bir şekilde hedge edilebilmesi için ilgili finansal varlığın volatilitenin doğru bir şekilde tahmin edilmesi gerekmektedir. Dolayısıyla Dolar-TL volatilitenin daha doğru bir şekilde tahmini için kurulacak modellerde bu çalışma kapsamında belirtilen ülke para birimlerinin volatilitenin de dikkate alınmasının daha doğru bir yaklaşım olabileceği ifade edilebilir.

Merkez bankaları açısından bakıldığında ise Dolar-TL volatilitenin makul seviyelerde tutulmasını sağlamaya dönük olarak uygulanacak para politikalarında beklenen etkinliğin sağlanabilmesi için bu çalışma kapsamında belirtilen ülkelerin döviz piyasalarındaki gelişmelerin de yakından takip edilmesi gerektiği anlaşılmaktadır. Fakat, Dolar-TL volatilitenin daha çok kendi iç dinamiklerinden kaynaklandığı bulgusuna ulaşılması da Dolar-TL volatilitenin makul seviyelerde tutulabilmesine dönük uygulanacak politikaların kalıcı çözümler sunabilmesi için daha çok Türkiye ekonomisindeki iktisadi ve finansal gelişmelerin politika hedefleri doğrultusunda yönlendirilebilmesinin önemli olduğu anlaşılmaktadır. Çünkü güncel gelişmeler ışığında Türkiye ekonomisine bakıldığında hisse senedi piyasaları ile tahvil / bono piyasalarındaki yabancı yatırımcı payının azaldığı, yabancıların swap piyasaları kanalı ile Türk finansal piyasalarına yatırım yapma imkanlarının sınırlandırıldığı, döviz piyasalarında yukarı yönlü belirgin fiyat hareketlerinin yaşandığı, hem ÜFE hem de TÜFE kaynaklı enflasyon oranlarının oldukça yüksek seviyelere ulaştığı, bu gelişmelerin de bir sonucu olarak kur korumalı mevduat hesabı ve gelire endeksli DİBS'ler gibi yeni finansal araçların uygulamaya konulduğu, fakat gerek CDS primlerindeki gerek Eurobond faizlerindeki gerekse Dolar-TL'deki artışların önüne geçilemediği görülmektedir.

Bu gelişmeler dikkate alındığında kısa ve orta vadede merkez bankası rezervlerinin güçlendirilmesi ve bu yapılırken de swap işlemlerinden ziyade doğrudan merkez bankasına ait rezervlerin (döviz ve / veya altın) artırılabilmesi, makro finansal istikrarı göz ardı etmeden enflasyon hedeflemesinin birincil öncelik haline getirilmesi, para politikası uygulamalarının sade ve öngörülebilir olması, merkez bankasının bağımsızlığının tam olarak sağlanabilmesi, reel ve finansal sektör kuruluşlarının kur riski yönetim performanslarının artırılabilmesi gibi hususların bu doğrultuda atılabilecek önemli adımlar oldukları ifade edilebilir. Uzun vadede ise katma değeri yüksek ürünlerin ihracatına dayalı politikalar ile cari açık oranlarının daha makul seviyelere çekilebilmesinin bu konuda atılabilecek diğer önemli adımları temsil ettikleri düşünülmektedir.

**KAYNAKÇA**

- Abdennadher, E. & Hallara, S. (2018). Structural Breaks and Stock Market Volatility in Emerging Countries. *International Journal of Business and Risk Management*, 1(1): 9-16.
- Antonakakis, N. (2012). Exchange Return Co-Movements and Volatility Spillovers Before and After The Introduction of Euro. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 22(5):1091-1109.
- Arago-Manzana, V. & Fernandez-Izquierdo, M. A. (2007). Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European empirical study. *Journal of Multinational Financial Management*, 17(2), 112-124.
- Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66: 47-78.
- Bai, J. & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1-22.
- Baillie, R.T. & Bollerslev, T. (1990). Intra-Day and Inter-Market Volatility in Foreign Exchange Rates, *Review of Economic Studies*, 58, 565-585.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T. & Mikkelsen, H.O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 73: 3-20.
- Başçı, E. & Kara, H. (2011). Finansal İstikrara ve Para Politikası. *İktisat İşletme ve Finans*, 26 (302), 9-25.
- Black, A. J., & McMillan, D. G. (2004). Long Run Trends and Volatility Spillovers in Daily Exchange Rates. *Applied Financial Economics*, 14(12), 895-907.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Bubak, V., Kocenda, E., & Zikes, F. (2011). Volatility Transmission in Emerging European Foreign Exchange Markets. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 2829-2841.
- Charfeddine, L.(2014). True or Spurious Long Memory İn Volatility: Further Evidence on The Energy Futures Markets. *Energy Policy*, 71, 76-93.
- Cheung, Y. W. & Ng, L. K. (1996). A Causality-In-Variance Test and Its Application to Financial Market Prices. *Journal of Econometrics*, 72(1-2): 33-48.
- Emenike, K.O. (2018). Exchange Rate Volatility in West African Countries: Is There A Shred of Spillover?. *International Journal of Emergings Markets*, 13(6), 1457-1474.

- Fasanya, I.O., Oyewole, O., Adekoya, O.B. & Odei-Mensah, J. (2021). Dynamic Spillovers And Connectedness Between COVID-19 Pandemic And Global Foreign Exchange Markets, *Economic Research-Ekonomika Istraživanja*, 34:1, 2059-2084.
- Gebka, B. & Serwa, D.(2007). Intra- And Inter-Regional Spillovers Between Emerging Capital Markets Around The World. *Research in International Business and Finance*, 21,203-221.
- Geweke, J. & Porter-Hudak, S. (1983). The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*, 4 (4): 221–238.
- Göktaş, Ö.; (2019). Kur Savaşları Çerçevesinde Döviz Kurları Arasındaki Volatilite Etkileşimi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 10(3), 627-638.
- Güler, M.H., Keleş, G., & Kilimci, E. (2014). Sistemin TL Fonlama İhtiyacı Bileşenleri ve TL Kredi İlişkisi. *İktisat İşletme ve Finans*, 29 (344),09-30.
- Huynh, T.L.D., Nasir, M.A. & Nguyen, D.K. (2020). Spillovers And Connectedness in Foreign Exchange Markets: The Role Of Trade Policy Uncertainty. *The Quarterly Review of Economics and Finance*,9,1-9.
- Hong, Y. (2001). A Test For Volatility Spillover with Application to Exchange Rates. *Journal of Econometrics*, 103(2001), 183-224.
- Hu, J. W-S., Chen, M.Y., Fok, R. C.W. & Huang,B-N.( 1997). Causality in Volatility And Volatility Spillover Effects Between U.S., Japan And Four Equity Markets in The South China Financial Markets Growth Triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*,7, 351-367.
- Jung, R.C. ve Maderitsch, R. (2014). Structural Breaks in Volatility Spillovers Between International Financial Markets : Contagion or Mere Interdependence ?. *Journal of Banking and Finance*, 47: 331-342.
- Kara, A.H. (2012). Küresel Kriz Sonrası Para Politikası. *İktisat İşletme ve Finans*, 27 (315), 9-36.
- King, M.R., Osler, C. & Rime, D. (2011). Foreign Exchange Market Structure, Players And Evolution, Norges Bank Working Paper, No:10. <http://www.unich.it/~vitale/Rime-2.pdf>.
- Krichene, N. (2003). Modeling Stochastic Volatility with Application To Stock Returns. IMF Working Paper, No:03/125. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/>.
- Kumar, D. & Maheswaran, S. (2013). Return, Volatility and Risk Spillover from Oil Prices and the US Dollar Exchange Rate to the Indian Industrial Sectors. *The Journal of Applied Economic Research*, 7: 61-91.
- Kyle, A.S. (1985).Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53, 1315-1335.

- Lo, A.W. (2004). The Adaptive market hypothesis: Market efficiency from an evolutionary Perspective, *The Journal of Portfolio Management 30th Anniversary Issue*, 30 (5) 15-29.
- Ma, X., Wang, J., & Sun, X. (2018). A Study On The Dynamics of Exchange Rate Volatility Spillover Network: Evidence From Central Asia. *Procedia Computer Science*, 139, 76-81.
- McMillian, D.G., & Speight, A.E.H. (2010). Return and Volatility Spillovers in Three Euro Exchange Rates. *Journal of Economics and Business*, 62 (2010), 79-93.
- Mensi, W., Hammudeh, S. & Yoon, S.M. (2014). How Do OPEC News and Structural Breaks Impact Returns and Volatility in Crude Oil Markets?. Further Evidence from a Long Memory Process. *Energy Economics*, 42: 343–354.
- Mühleisen, M. (2010). A New Index of Currency Mismatch and Systemic Risk, IMF Working Paper WP/10/263. file:///C:/Users/asus/Downloads/\_wp10263.pdf.
- Nakajima, T., & Hamori, S. (2012). Causality in Mean and Causality in Variance Among Electricity Prices, Crude Oil Prices, and Yen-US Dollar Exchange Rates in Japan. *Research In International Business and Finance*, 26(2012), 371-386.
- Özatay, F. (2012). Para Politikasında Yeni Arayışlar. *İktisat İşletme ve Finans*, 27 (315), 51-75.
- Panda, A., Nanda, S., Singh, V. & Kumar, S. (2019). Evidence Of Leverage Effects And Volatility Spillover Among Exchange Rates Of Selected Emerging And Growth Leading Economies. *Journal Of Financial Economic Policy*, 11(2), 174-192.
- Papieź, M. & Śmiech, S. (2013). Causality-in-Mean And Causality-in-Variance Within The International Steam Coal Market. *Energy Economics*, 36, 594–604
- Rajhans, R.K. & Jain, A. (2015). Volatility Spillover in Foreign Exchange Markets. *Paradigm*, 19(2), 137-151.
- Robinson, P.M. & Henry, M. (1999). Long and Short Memory Conditional Heteroskedasticity in Estimating the Memory Parameter of Levels. *Econometric Theory*, 15 (3): 299-336.
- Rodrigues, P.M.M. & Rubia, M. (2007). Testing For Causality in Variance Under Nonstationarity in Variance, *Economic Letters*, 97, 133-137.
- Ross, S.A. (1989). Information And Volatility : The No-Arbitrage Martingale Approach To Timing And Resolution Irrelevancy. *Journal of Finance*, 44, 1-17.
- van Dijk, D., Osborn, D.R. & Sensier, M. (2005). Testing For Causality in Variance in The Presence Of Breaks, *Economics Letters*, 89, 193–199.
- Xua, H. & Hamorib, S. (2012). Dynamic Linkages Of Stock Prices Between The Brics And The United States: Effects Of The 2008–09 Financial Crisis. *Journal of Asian Economics*, 23, 344–352.
- Yao, Y.C. (1988). Estimating the Number of Change-Points via Schwarz' Criterion. *Statistics and Probability Letters*, 6 (3): 181–189.