

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

ULUSLARARASI PAY PİYASALARI ARASINDAKİ GETİRİ VE VOLATİLİTE YAYILIMI: GELİŞMİŞ ÜLKELER VE SEÇİLMİŞ GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER ÜZERİNE BİR İNCELEME*

RETURN AND VOLATILITY SPILLOVER AMONG INTERNATIONAL EQUITY MARKETS: A RESEARCH ON DEVELOPED COUNTRIES AND SELECTED DEVELOPING COUNTRIES

Dr. Öğr. Üyesi Samet GÜRSOY¹

Prof. Dr. Bekir GÖVDERE²

ÖZ

Günümüzde gelişmiş ülkelerdeki fon yatırımcıları hem portföy çeşitlendirmesi hem de risk yönetimi açısından fonlarını aktaracak düşük korelasyonlu yatırım araçları ve finansal piyasa arayışına girmiştir. Bilginin finansal piyasalar arasındaki hızlı yolculuğu piyasalardaki dalgalanmaların şiddetlenmesine ve böylelikle olası finansal krizlerin daha hızlı bir şekilde diğer ülkelere bulaşmasına sebep olmaktadır. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki getiri ve volatilité yayımlarının tespit edilmeye çalışıldığı bu araştırmada 02.01.2006-15.09.2017 dönemleri aralığındaki günlük veriler kullanılmıştır. Kurulan çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ortalama denklemi sonuçlarına göre; ABD başta olmak üzere İngiltere ve Japonya pay piyasalarından örnekleme dahil edilen tüm gelişmekte olan ülkelere doğru güçlü bir getiri yayılımının olduğu, volatilité yayılımı açısından ise bu ülkeler üzerinde Fransa ve İngiltere'nin daha baskın olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir taraftan gelişmiş ülke pay piyasalarında oluşan bir hareketlilikten en çok etkilenen piyasanın Endonezya pay piyasası, en az etkilenen piyasanın ise Güney Afrika pay piyasası olduğu bulgusu elde edilmiştir. Gelişmekte olan ülkeler arasında kurulan çok değişkenli VAR-EGARCH model sonuçlarına göre getiri yayılımı açısından ülkeler arasında çok yönlü öncül/ardıl ilişkilerinin olduğu gözlemlenmiştir. Volatilité yayılımı açısından bakıldığında ise Türkiye dışındaki dört ülkeye ait pay piyasaları arasında dikkate değer bir volatilité etkileşimi görülürken Türkiye'nin diğer ülkelerde oluşan volatilité akımlarından en az etkilenen ülke olduğu görülmüştür.


Anahtar Kelimeler: Pay Piyasaları, Getiri ve Volatilité Yayılımı, Çok Değişkenli VAR-EGARCH, Kırılgan Beşli.

JEL Sınıflandırma Kodları: F30, F37, G15.

ABSTRACT

Today, fund investors in developed countries are looking for low-correlated investment instruments and financial markets that would transfer their funds in terms of portfolio diversification and risk management. The rapid travel of information among financial markets causes exacerbation of fluctuations in the markets, thus causing

* Bu çalışma Prof. Dr. Bekir GÖVDERE danışmanlığında Samet GÜRSOY tarafından hazırlanan ve 18.12.2017 tarihinde savunulan "Uluslararası Pay Piyasaları Arasındaki Getiri ve Volatilité Yayılımı: Gelişmiş Ülkeler ve Seçilmiş Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme" başlıklı doktora tezinden yararlanılarak hazırlanmıştır.

¹  Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Bucak Zeliha Tolunay Uygulamalı Teknoloji ve İşletmecilik Yüksekokulu, Gümrük İşletme Bölümü, sametgursoy@mehmetakif.edu.tr

²  Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, bekirgovdere@sdu.edu.tr

prospective financial crises to spread other countries more quickly. In the study that attempts to determine the returns and volatility spillover between developed and developing countries, daily data for 02.01.2006-15.09.2017 period is used. According to the results of the multivariate VAR-EGARCH model mean equation, it is found that the UK and Japanese stock markets, especially the US, have a strong return spillover to all developing countries including the sample, while France and the UK are dominant over volatility spillover. On the other hand, the finding that the most affected market is the Indonesian stock market and the least affected market is the South African stock market that's the most affected one by the mobility of the developed country's stock markets. According to the multivariate VAR-EGARCH model results established among developing countries, it is observed that there are multi-dimensional lead/lag relations among the countries in terms of return spillover. In terms of volatility spillover, there is a remarkable volatility interaction among the stock markets of the four countries excluding Turkey and it is seen that Turkey is the least affected country by the volatility flows in other countries.

Key Words: Equity Markets, Return and Volatility Spillover, Multivariate VAR-EGARCH, Fragile Five.

JEL Classification Codes: F30, F37, G15.

1. GİRİŞ

Büyük sermayeleri elinde bulunduran küresel yatırımcıların gözünden en karlı kazanç bilinçli bir şekilde atılan ilk adımla başlamaktadır. Elinde bulundurduğu gücü yönetmek isteyen yatırımcı sermayesini en emin olduğu yani sonucunu öngörebildiği yöne doğru kanalize etmek istemektedir. İşte burada Peter Drucker'ın dediği gibi "Ölçemediğiniz hiçbir şeyi kontrol edemez, kontrol edemediğiniz hiçbir şeyi yönetemezsiniz." sözü önemli bir yer tutmaktadır (Dünya Bankası, 2014). Bir ekonomide yatırım düşüncesinde olan biri o ekonomiyi oluşturan piyasaların gelişmişlik düzeylerini ortaya koyan rakamlara bakarak en doğru yatırım kararını almak istemektedir. Bu ölçme işleminde ülkede bulunan piyasaların işleyişlerini iyi analiz etmek büyük önem arz etmektedir. Bu bağlamda bir ekonomide finansal piyasaların işleyişini ve fonksiyonlarını iyi anlamak en doğru kararı verme açısından yol gösterici olmaktadır.

Yatırımlarını pay piyasaları aracılığıyla hem kendi ülkelerinde hem de yabancı ülkelerde değerlendiren sermaye sahipleri, bu kararlarını alırken finansal piyasaların geçmiş verilerindeki değişimleri de göz önünde bulundurmaktadır. Özellikle uluslararası yatırım kararları daha profesyonel seçimler yapmayı zorunlu kılmaktadır. Bu bağlamda yatırımcıların bir kısmı gerekli doygunluğa ulaşmış gelişmiş ülke piyasaları yerine riskin ve beklenen getirinin daha yüksek olduğu gelişmekte olan ülke piyasalarına yönelmektedir. Bu yönelim uluslararası sermayenin, gelişmekte olan ülkelere ara sıra yaptığı hareketliliğin ortaya çıkardığı farklı sonuçları beraberinde getirmektedir.

Bu sonuçlardan biri hiç şüphesiz uluslararası sermayenin gelişmekte olan ülkelere aniden çıkması ile bu ülkelerin finansal piyasalarında gerçekleştirdiği olumsuz makro ekonomik sorunlardır. Ve buna bağlı olarak sermaye çıkışlarının zarar verdiği bu ülkelere hemen hemen aynı makro ekonomik sorunların görüldüğü ülkeler sayıları ile aynı yönde kırılan adı verilerek veya bölgesellik göz önünde bulundurularak bir sınıflandırılma ile karşı karşıya kalmışlardır. Bu çalışmanın da konusunun ortaya çıkmasına ilham veren gelişme 2013 yılında Amerika'nın önde gelen yatırım bankalarından Morgan Stanley (2013) tarafından kırılan beşli ülkeleri sınıflandırması olmuştur. Morgan Stanley (2013) tarafından yapılan bu raporlamaya göre gelişmekte olan ülkelere gelen para akışının kesilmesiyle Türkiye, Brezilya, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika'nın aralarında bulunduğu bu beş ülkenin cari açık, enflasyon ve ekonomik büyüme göstergelerinin olumsuz etkilendiği ileri sürülmüştür (Eğilmez, 2013).

Bununla birlikte bu çalışmada Morgan Stanley (2013) tarafından kırılan beşli ülkeleri arasında sayılan ülkelerin pay piyasaları ile gelişmiş ülke pay piyasaları arasında istatistiksel olarak bir anlamlı bir ilişkinin varlığı test edilmek istenmiştir. Bu bağlamda pay piyasaları arasındaki ilişkilerin getiri ve volatilité yayılımı açısından eşanlı olarak incelenmesine imkân tanıyan çok değişkenli VAR-EGARCH modeli kullanılacaktır. Model, gelişmiş ülke pay piyasaları olan sırasıyla ABD, İngiltere, Japonya, Almanya ve Fransa pay piyasalarını temsilen, SP500, FTSE100, NIKKEI225, DAX ve CAC40 endeksleri ile Türkiye, Brezilya, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika pay piyasalarını temsilen sırasıyla BİST100, BOVESPA, BSE Sensex30, JKSE ve INVSAF40 endeksi arasında getiri ve volatilité etkisinin belirlenmesi ve aynı zamanda bu etkinin kalıcılık gösterip göstermesi hakkında bilgi

sağlaması açısından üstünlüklere sahiptir. Çalışmanın sonunda bu on ülke pay piyasaları arasındaki ilişkiler uluslararası portföy çeşitlendirilmesi açısından değerlendirilecek olup aynı zamanda kırılmalı beşli ülkeleri adı verilen ülkelerin pay piyasaları açısından da anlamlı bir sınıflandırma olup olmadığı test edilecektir.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Araştırmanın literatür incelemesi yapılırken pay piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılımının test edildiği ve VAR EGARCH modelinin uygulandığı birçok çalışma incelenmiştir. Fakat bu çalışmada gelişmiş ülkeleri temsilen seçilen Amerika, İngiltere, Japonya, Almanya, Fransa pay piyasaları ile gelişmekte olan ülkelere Türkiye, Brezilya, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika pay piyasalarının yer aldığı çalışmalar eklenmiştir.

Ng (2000) çalışmasında 1975-1996 dönemleri arasında Japonya ve ABD pay piyasalarından Hong Kong, Güney Kore, Malezya, Singapur, Tayvan ve Taylan'dan oluşan 6 pasifik ülkenin pay piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılımı test edilmiştir. Adı geçen bu altı ülke pay piyasaları üzerinde Japonya'nın mı ABD'nin daha etkin olduğunun analiz edildiği çalışmanın sonucunda: gerek getiri gerekse de volatilité yayılımı açısından bu ülkelerin ABD ve Japonya pay piyasalarından etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır, bu etkileşimin sadece küresel ve bölgesel kıstasla ile açıklama ile yeterli olmayacağını serbestleşme politikaları, döviz kurları ve ticaret hacminin de piyasalar arasındaki bu etkileşimde önemli olduğu yorumu yapılmıştır

Darrat ve Benkato (2003) çalışmasında Türkiye, ABD, Birleşik Krallık, Japonya ve Almanya pay piyasalarına ait 1989-1998 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak Johansen-Juselius eşbütünlük ve GARCH modeli çalıştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda ise Türkiye için liberalleşme hareketleri öncesi ve sonrası, Asya(1997) ve Rusya (1998) için ise kriz öncesini ve sonrasını kapsayan dönemler incelenmiştir, Türkiye piyasalarının liberalleşmesinden sonra bir eşbütünlük tespit edilmiş, öncesinde de ise ABD, Birleşik Krallık, Japonya ve Almanya piyasaları üzerinde Türkiye piyasalarına doğru bir volatilité yayılımı gerçekleşmemesine rağmen liberalleşme sonrasında ABD ve Birleşik Krallık piyasaları üzerinden Türkiye pay piyasalarına doğru volatilité yayılımı gerçekleştiği saptanmıştır.

Amerika, Almanya, Fransa ve İngiltere ve Türkiye'nin aralarında bulunduğu başka bir çalışmada Taştan (2005) 1990-2004 yılları arasında günlük pay piyasaları verileri ile VAR-DCC MVGARCH modelleri kullanmış ve Türkiye pay piyasasının diğer piyasalar ile Gümrük Birliği Anlaşması öncesinde bir entegrasyon sağlamadığı görülmüştür. Fiyat yayımlarına bakıldığında Amerika'dan Türkiye'ye doğru kuvvetli bir yayılım görülmüş, Avrupa Pay piyasalarından Türkiye'ye doğru küçük ve önemsiz bir yayılım saptanmıştır. Gelişmiş ülke pay piyasalarının aynı yönde hareket ettiği dönemde, Türkiye piyasasının koşullu kovaryansının negatif yönde seyrettiği gözlemlenmiştir. Getiri yayılımı açısından Türkiye pay piyasalarında gümrük birliği anlaşmasından sonra dikkate değer bir getiri yayılımı altında olduğu görülmüştür.

Diebold ve Yılmaz (2008) çalışmalarında 1992-2007 yılları arasında 19 ülkenin pay piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılımını test etmek için VAR modeli çalıştırmışlardır. Haftalık veriler kullanılarak kurulan modelde ABD, Almanya, İngiltere, Fransa, Hong Kong, Japonya ve Avustralya ile Endonezya, Malezya, Güney Kore, Filipinler, Singapur, Tayvan, Tayland, Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika ve Türkiye yer almıştır. Çalışmanın sonunda ise piyasalar arasında getiri yayılımında son dönemlerde artış olduğu gözlemlenmiştir. Volatilité açısından ise dikkate değer bir trend olmamakla birlikte 1999 yılında Brezilya krizi döneminde, ABD'de 11 Eylül terör saldırısı ve 2005 mart ayındaki dolar krizinin yaşandığı zamanlarda volatilitenin artış gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Yalama (2008) ise 1995-2007 arasında günlük veriler kullanmak suretiyle ARCH, GARCH modelleri kullanarak getiri volatilité yayılımı etkilerini ölçmüştür. Türkiye, Meksika, İngiltere, Hollanda, Avusturya, Almanya, Amerika, İsviçre, Fransa, Japonya pay piyasalarında gerçekleşen gün sonu verilerinin kullanıldığı çalışmanın sonucunda anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Analiz sonucunda en oynak endeks Almanya'nın AEX endeksi olurken ABD'nin DJ endeksi en az oynaklık gösteren endeks olmuştur. Volatilité yayımlarına bakıldığında Meksika ve Türkiye pay piyasalarının volatilitésinin İngiltere, Hollanda, Avusturya, Almanya, Amerika, İsviçre, Fransa, Japonya pay piyasalarından yüksek olduğu gözlemlenmiştir.

2008 yılında Yu ve Hassan tarafından yapılan başka bir çalışmada ABD, Türkiye ve MENA ülkelerinin (Bahreyn, Umman, Suudi Arabistan, Ürdün, Mısır, Fas) 1999-2005 yılları arasında gerçekleşen günlük pay piyasaları verileri ile EGARCH ve çok değişkenli ARCH modelleri çalıştırılmıştır. MENA ülkelerinin hisse senedi piyasalarının

kendi aralarında ve ABD hisse senedi piyasası ile eş bütünleşik olduğu görülmüştür. ABD hisse senedi piyasasından gelen şokların örneklem alınan yıllar içinde Türkiye üzerinde aşırı oynaklığa sebep olduğu tespit edilmiştir.

Alemdar (2010) Türkiye, Brezilya, Arjantin, Japonya ve ABD Pay piyasaları 2003-2007 yılları günlük verileri arasında anlamlı bir getiri ve volatilité yayılımını test etmek için Koşullu Değişken Varyans ARCH-M, GARCH-M modeli kullanmışlardır. Türkiye endeksini etkileyen değişkenlerin Brezilya ve ABD'den olduğu anlaşılmış ve Türkiye endeksinin ise doğrudan Japonya, Arjantin ve Brezilya endeksini etkilediği sonucuna varılmıştır.

AbouZaid (2011) çalışmasında ABD, Birleşik Krallık, Mısır, İsrail ve Türkiye pay piyasalarının 1997-2007 yılları arasında gerçekleşen günlük veriler kullanılarak Çok değişkenli E-GARCH modeli kullanılmış getiri volatilité yayılımı analizi ölçülmeye çalışılmıştır. Çalışmanın sonucunda ABD'den mısır ve İsrail pay piyasalarına doğru güçlü bir getiri yayılımı görülmüştür. Getiri yayılımı açısından Mısır ve İsrail pay piyasalarının en çok kendi gecikmeli değerlerinden etkilendiği saptanmıştır. Türkiye pay piyasasını ABD ve Birleşik Krallık piyasalarından etkilenmediği vurgusu yapılmıştır.

Demirgil ve Gök (2014) Türkiye ile Almanya, Fransa ve Birleşik Krallık pay piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılımını ölçmek üzere 2 Ocak 2002 – 30 Eylül 2013 arasında gün sonu verileri kullanarak VAR-EGARCH modeli çalıştırmıştır. Çalışmanın sonucunda Türkiye pay piyasasının diğer ülkelerden en çok etkilenen ülke olduğu sonucuna ulaşılmışken, Almanya'nın tüm ülkelerim hem getiri hem de volatilité açısından en çok etkileyen ülke olduğu saptanmıştır. Ayrıca Türkiye'nin getiri ve volatilité açısından bu ülkelerden en çok bağımlılık gösterdiği ülke Almanya olduğu vurgulanmıştır.

Şimşek (2016) Türkiye ile BRICS ülkeleri ile 200-2015 dönemleri arasında, günlük veriler kullanarak GARCH modeli çalıştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda Türkiye pay piyasalarının Hindistan ve Güney Afrika pay piyasaları arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkilere rastlanmıştır

Değirmenci ve Abdioğlu (2017) tarafından (2006-2015) dönemleri arasında haftalık pay piyasaları verileri kullanılarak yapılmıştır. Bu çalışma ABD, Kanada, Çin, Japonya, Güney Kore, Almanya, İngiltere, İsviçre ve Yunanistan gibi gelişmiş ülke piyasalarından kırılmalı sekizli ülkelere doğru bir asimmetrik bir oynaklığı varlığı Egarch modeli kullanılarak test edilmiştir. Elde edilen bulgulara bakıldığında Amerika, Asya ve Avrupa hisse senedi piyasaları ve Endonezya hariç kırılmalı sekizlilerin hisse senedi piyasaları için kaldıraç etkisi gözlemlenmiştir. Sonuçta piyasalarındaki oynaklığın asimmetrik olduğu yönündeki bulgular ilgili literatürdeki çalışmaları destekler nitelikte olduğu görülmüştür. Ayrıca volatilité yayılım sonuçlarına göre en çok yayılım alan kırılmalı sekizli ülkelerin Polonya ve Brezilya olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

3. METODOLOJİ

Bu çalışmada örnekleme dâhil edilen ülkelere ait günlük pay piyasaları verileri (investing.com) kaynağından elde edilmiştir. Yapılan literatür çalışması neticesinde de pay piyasaları arasında kısa dönemde bir nedensellik araştırılması yapılırken genelde eşanlı denklemler arasında çok sık kullanılan bir finansal model olan VAR tipi modellerin kullanıldığı görülmüştür. Bu modelin tercih edilmesindeki amaç zaman serileri ile yapılan finansal tahminlemelerde ortaya çıkan otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarına çözüm niteliğinde bir yapıda olması ve nispeten değişen varsayansı dikkate alan bir tahminlemeye fırsat tanınmasıdır. Bu bağlamda Koutmos 1996 senesinde 4 gelişmiş ülke arasında VAR-EGARCH modeli kullanmıştır. Fakat bu model geliştirilmeden önce

1982`de yılında Engle tarafından Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modeli kullanılmıştır. ARCH modeli hata terimlerinin varyanslarının daha önceki dönemlerdeki değerlerinin kareleri ile açıklayan bir modeldir (Koutmos, 1996).

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1)$$

Denklem (1)'deki ARCH sürecinde bulunan değişkenlere dair bazı kısıtlar mevcuttur. Denklemde koşullu varyans (ht) ε_t için ede edilen tüm değerlerin pozitif olması gerekmektedir. Bununla birlikte; $\alpha_i \geq 0$ ve $i= 1,2, \dots, p$ için $\alpha_i \geq 0$ kısıtları geçerlidir. Denklem (1)'deki ARCH sürecinde $\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2$ değerleri pozitif olacağından, tüm ε_t değerlerini koşullu varyans denklemi de pozitif olacaktır. ARCH sürecine dair diğer bir kısıt ise, a parametrelerinde ki sabit terim dışında tümünün ya da toplamının $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ şeklinde olma zorunluluğudur.

Burada kısıt $i=1$ sürecin kararlılığı için önemlidir. Diğer bir yandan eğer a parametreleri toplamlarının 1 ' den büyük olması sürecin sonsuz bir varyansa gittiğinin göstergesi durumundadır (Engle, 1982: 993).

Koşullu varyans kavramı ise ölçülmesinin mümkün olmadığı varsayımı ile ilk olarak Engle (1982, 1983, 1995) tarafından ileri sürülmüştür. Bu bağlamda bu tahmini yapabilme amacıyla kurulan ARCH modelinde rastgele değişkenlerin önceki sahip olduğu değerleri ile ilişkili olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayım yapılırken ise klasik ekonometrik modellerde olduğu gibi koşullu olmayan varyans sabit alınmaktadır.

Bir ARCH yapısı için,

$$\frac{Y_t}{\Psi_{t-1}} \sim N(Y_{t-1}, \beta, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \quad (3)$$

$$e_t = Y_t - Y_{t-1} \beta \quad (4)$$

h_t ile sembolize edilen koşullu varyansın geçmişteki hata terimlerinin karelerine dair bir fonksiyonu gibi görüldüğünden sabit kabul edilmemektedir. Kısaca, bir ARCH yapısının sıfır ortalamalı olarak ve koşulsuz varyansın değişken olmadığı, yalnız koşullu varyansının zamanla farklılık gösteren bir işleyişe sahip olduğu söylenebilmektedir (Erdoğan ve Bozkurt, 2009: 145).

Koşullu varyansın gecikmeli değerlerini ölçmede kullanılan bir diğer yöntem olan GARCH modeli ilk olarak Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir. Model bugün için oluşan varyanslar ile geçmiş dönemlerde oluşan varyanslar arasındaki etkileşimi ortaya koymak için kurgulanmıştır. GARCH modelinin finansal getiriler alanında oldukça çok kullanılan bir yöntem olmasının nedeni volatilitenin kümelenmesini ile otokorelasyonu oldukça güvenilir bir şekilde fark etmesidir (Oduncu, Ermişoğlu ve Akçelik, 2013: 46).

GARCH modelinin üstünlüklerinden biri de gecikmeli koşullu değişken varyanslarının gecikmeli değerlerini de hesaba katarak analiz imkân tanınmasıdır (Akar, 2007: 206).

$$R_t = \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ olmak üzere;

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (6)$$

R_t , t anındaki getiriye, μ sabiti, ε_t sıfır ortalamalı getiriye ait otokorelasyonsuz hataları ve σ_t^2 ise ε_t 'nin koşullu varyansını ifade etmektedir. α_1 ve β_1 katsayıları cari fiyatların geçmiş fiyatlar ile ilişkisini, yani, geçmiş fiyatların volatilitelerinin cari fiyatlara etkisini göstermektedir. α_1 ile β_1 toplamı ise, volatilitenin kalıcılığının gücünü ifade etmektedir (Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen, 1996: 10).

Diğer bir taraftan ε_t , gerçek değerli ve ayrık zamanlı stokastik süreci ve ψ_t , zamanı boyunca elde edilen tüm bilgi setini ifade etmek üzere, GARCH (p,q) modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Bollerslev, 1986: 308-309);

$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ olmak üzere;

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (7)$$

Koşullu varyans; ARCH (p) modelinde örneklemin geçmiş varyanslarının bir fonksiyonu iken, GARCH (p,q) modelinde koşullu varyansa ait gecikmeli değerler de dahil edilmektedir. Yukarıdaki koşullu varyans denkleminde (7), ω ortalamayı, (ε_{t-1}^2) ARCH terimini ve (σ_{t-1}^2) GARCH terimini göstermektedir. Dolayısıyla modeldeki (q) ARCH terimini yani gecikmeli hata terimlerinin karelerinin uzunluğunu, (p) ise GARCH terimini yani modelin otoregresif kısmının gecikme uzunluğunu ifade etmektedir (Doğru, 2015: 62).

Bununla birlikte, GARCH (p, q) sürecine ait, $p=0$ eşitliği söz konusu iken, ARCH(q) sürecine indirgenmekte ve $p=q=0$ eşitliğinde u_t , "beyaz gürültü" olarak değerlendirilmektedir. Modelin geçerliliği bakımından; koşullu varyans denklemi yazılmasını takiben ARCH ve GARCH modelinin değişkenlerinde iki önemli gerekliliğe dikkat çekilmektedir. Birincisi pozitif olma şartı diye geçen varyansın pozitif çıkması için koşullu varyans denkleminde sağ tarafta bulunan sabit katsayının değerinin sıfırdan büyük ($\omega > 0$) ile diğer parametrelerin sıfıra eşit veya büyük olmasıdır ($\alpha_i \geq 0$; $\beta_j \geq 0$, $i=1, 2, \dots, q$). İkincisi ise durağanlık gerekliliğidir. Durağanlığın yapılabilmesi için

denkleminin sağ tarafında bulunan sabitin haricindeki geri kalan tüm değişkenlerin toplamının 1'den küçük olması şartıdır (Özden, 2008: 343).

GARCH modellerinde de diğer modellerde olduğu gibi eksikler bulunmaktadır. Bunlardan en önemli olanı ortaya çıkan pozitif ve negatif şoklar karşısında volatilitenin aynı yönde tepki verdiğini kabul etmesidir. Ancak bu durumun tam tersi olduğu, volatilitenin bazı zamanlar asimetrik tepki verebildiği de bir gerçektir. Modeller üzerinde yapılan çalışmalarla bu etkinin de en doğru şekilde ölçülmesine fırsat tanıyacak farklı bir model geliştirilmiştir. İlk olarak Nelson (1991) tarafından üstel GARCH (EGARCH) isminde bir model geliştirilmiştir (Özden, 2008: 344).

EGARCH modelinin GARCH modeline göre bazı üstün yanlarına değinmek gerekirse, öncelikle denklem (8)'da yer alan $\log(\sigma_t^2)$, parametreleri negatif değer bile olsa σ_t^2 pozitif kalmaktadır. Bunun sebebi de koşullu varyansın logaritmik seviyede modellenmesinden kaynaklanmaktadır.

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (8)$$

İkinci olarak GARCH'dan farkı volatilitenin ve getiri arasındaki ilişkinin yönü negatif olursa denklem (4)'deki γ katsayısı da negatif olur ve asimetrik hareketler ile model kurulmasına fırsat tanımaktadır (Mazıbaşı, 2005: 7).

Son olarak çalışmada kullanılan çok değişkenli VAR-EGARCH modeli Nelson (1991) tarafından geliştirilen tek değişkenli EGARCH modelinin devamı niteliğinde olup, daha önceki kullanılan tek değişkenli modellere göre nispi olarak üstünlüklere sahiptir. İlk olarak iki aşamalı işlem prosedürünü ortadan kaldırmakta, bununla birlikte tahmini regresyon ile ilgili problemler önlenmiş olmaktadır. Bunun yanında etkinliği ve piyasalar arası etkileşimin ortaya çıkarılması için yapılan testlerin gücünü artırmaktadır. Model, diğer bir yandan aktarım mekanizmasında asimetri olasılığını ölçmek için en uygun modeldir. Çünkü; belirli bir piyasa için kendi şoklarının ve çapraz piyasa şoklarının volatilitenin üzerindeki etkisini araştırma imkânı sağlaması bir piyasada oluşan haberin, diğer piyasada yatırım yapmak isteyen yatırımcılara piyasanın hem büyüklüğü hem de negatif mi pozitif mi etki altında olduğu noktasında bilgi sağladığı görülmektedir (Koutmos ve Booth, 1995: 749).

Koutmos ve Booth (1995)'ün çok değişkenli EGARCH modelini geliştirmesinden sonra Koutmos (1996) çok değişkenli EGARCH modelinin farklı bir spesifikasyonu olan VAR-EGARCH modelini geliştirmiştir. Model; iki veya daha fazla piyasa arasındaki etkileşimin, bir piyasadaki getiri şoklarının ve volatilitenin diğer piyasadaki koşullu birinci moment ile koşullu ikinci momentin göstergesi olup olamayacağını ortak biçimde modellenmesine fırsat vermektedir (Doğru, 2015: 66).

Denklem (9)'da görülen $R_{i,t}$, i piyasaının t anındaki yüzde getirisini ve $\psi_{t-1,t-1}$ anında kullanılabilir halini ifade etmekte; $\mu_{i,t}$ koşullu ortalamayı ve $\sigma_{i,t}^2$ koşullu varyansı göstermektedir. $\mu_{i,j,t}$ ile $\varepsilon_{i,t}$ ise sırasıyla; t anında i ve j piyasaları arasındaki koşullu kovaryansı ve yine aynı şekilde t o andaki değişimi ($\varepsilon_{i,t} = R_{i,t} - \mu_{i,t}$) tanımlar niteliktedir. $z_{i,t}$ ise, piyasadaki ortaya çıkan şoklardır ($z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$). Değişkenler arasındaki kısa dönemli dinamik ilişkiyi modellemek için kullanılan VAR modeli denklem (9) 'da gösterilmiş olup, çok değişkenli VAR-EGARCH modelinin uygulanması için gerekli işlemler takip eden denklemlerle ifade edilmektedir (Koutmos, 1996: 977-978, Savva, Osborn, ve Gill, 2004: 5);

$$R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^n \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

$i \neq j$ için, $\beta_{i,j}$ katsayısı ise, piyasalar arasındaki öncül-ardıl ilişkileri göstermektedir. Anlamli bir $\beta_{i,j}$ katsayısı, i piyasaının j piyasasına öncülük ettiği, yani j piyasaındaki mevcut getirinin i piyasaının gelecekteki getirisini tahmin etmek için kullanılabilceği anlamına gelmektedir. Yani Denklem 9'da her bir piyasaya ait koşullu ortalamanın piyasaının kendi geçmiş getirileriyle çapraz piyasa geçmiş getirilerine ait bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir.

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)] \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (10)$$

Denklem (10)'da ise, Tüm piyasalarda oluşan getirilere ait koşullu varyansın, diğer piyasalar ile piyasalara ait kendi geçmiş standartlaştırılmış değişimlerinin (şoklarının) üstel fonksiyonu olduğu gözlemlenmektedir. $i \neq j$ olmak üzere; $\alpha_{i,j}$, i ve j piyasaları arasındaki volatilitenin yayılımını yansıtmaktadır. İstatistiksel olarak anlamlı ve pozitif

$\alpha_{i,j}$ ile negatif δ_j , j piyasasındaki negatif şokların i piyasasının volatilitesi üzerine pozitif şoklardan daha büyük bir etki ettiği, dolayısıyla, volatilitate etkileşim mekanizmasının asimetrik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Bununla birlikte, volatilitenin kalıcılığı denklem (10)'daki γ_i terimi ile ölçülmektedir. $\gamma_i < 1$ olması durumunda, koşulsuz varyans sonlu olacaktır. $\gamma_i = 1$ ise, koşulsuz varyans bulunmayıp, koşullu varyans birinci dereceden entegre bir süreci takip edecektir.

$$f_j(z_{j,t-1}) = (|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|) + \delta_j z_{j,t-1}) \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (11)$$

Denklem (11)'de $f(\cdot)$, geçmiş standartlaştırılmış şokların asimetrik fonksiyonunu ifade etmek üzere, $f(\cdot)$ 'nin eğimi;

$z_{j,t-1} < 0$ iken, $(-1 + \delta_j)$

$z_{j,t-1} > 0$ iken, $(1 + \delta_j)$ olmaktadır.

δ_j , geçmiş şokların volatilitate üzerine asimetrik etkisini ölçmektedir (Savva vd. 2004: 12). Böylece, her bir piyasa için piyasanın standartlaştırılmış kendi geçmiş şokları ile diğer piyasa şoklarının söz konusu piyasanın koşullu varyansı üzerine asimetrik olarak etkilemesine fırsat tanımaktadır. $(|z_{j,t-1}| - E|z_{j,t-1}|)$ terimi, büyüklük etkisini ölçmek üzere; $\alpha_{i,j}$ 'nin pozitif olduğu varsayımı altında, $z_{j,t-1}$ 'nin büyüklüğü beklenen değeri $E|z_{j,t-1}|$ 'den büyük (küçük) ise, $z_{j,t-1}$ 'in koşullu varyans ($\sigma_{i,t}^2$) üzerindeki etkisi pozitif (negatif) olacaktır. $\delta_j z_{j,t-1}$ terimi ise, bu fonksiyonun işaret etkisini belirtmektedir. Katsayının ve şokun işaretine bağlı olarak işaret etkisi güçlenebilir ya da büyüklük etkisini dengeleyebilir. Örneğin, δ_j 'nin negatif olması halinde, j hisse senedi piyasasındaki bir azalışı ($z_{j,t-1} < 0$), daha yüksek volatilitateye sahip bir ilerleme ($z_{j,t-1} > 0$) takip edecektir. Piyasadaki bu tarz bir tepki kaldıraç etkisi ile de tutarlık gösterecektir. Kaldıraç etkisi ya da asimetrinin göreceli önemi, $|-1 + \delta_j| / (1 + \delta_j)$ oranı ile ölçülmektedir.

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}, \quad j = 1, 2, \dots, n \text{ ve } i \neq j \quad (12)$$

Denklem (12)'de gösterildiği üzere piyasada oluşan getiriler arasındaki ilişki koşullu varyans işareti ile gösterilmektedir. Modelde tahmin yapma açısından kolaylıklar sağlayan bu işaretler, i ve j piyasaları arasındaki korelasyonun sabit olduğunu veya kovaryansın standart sapma ile orantılı olduğunu belirtmektedir. Normallik varsayımı altında, çok değişkenli VAR-EGARCH modeli için Log olabilirlik fonksiyonu denklem (13)'deki gibi gösterilmektedir.

$$L(\theta) = -0,5 (NT) \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln|S_t| + \varepsilon_t' S_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (13)$$

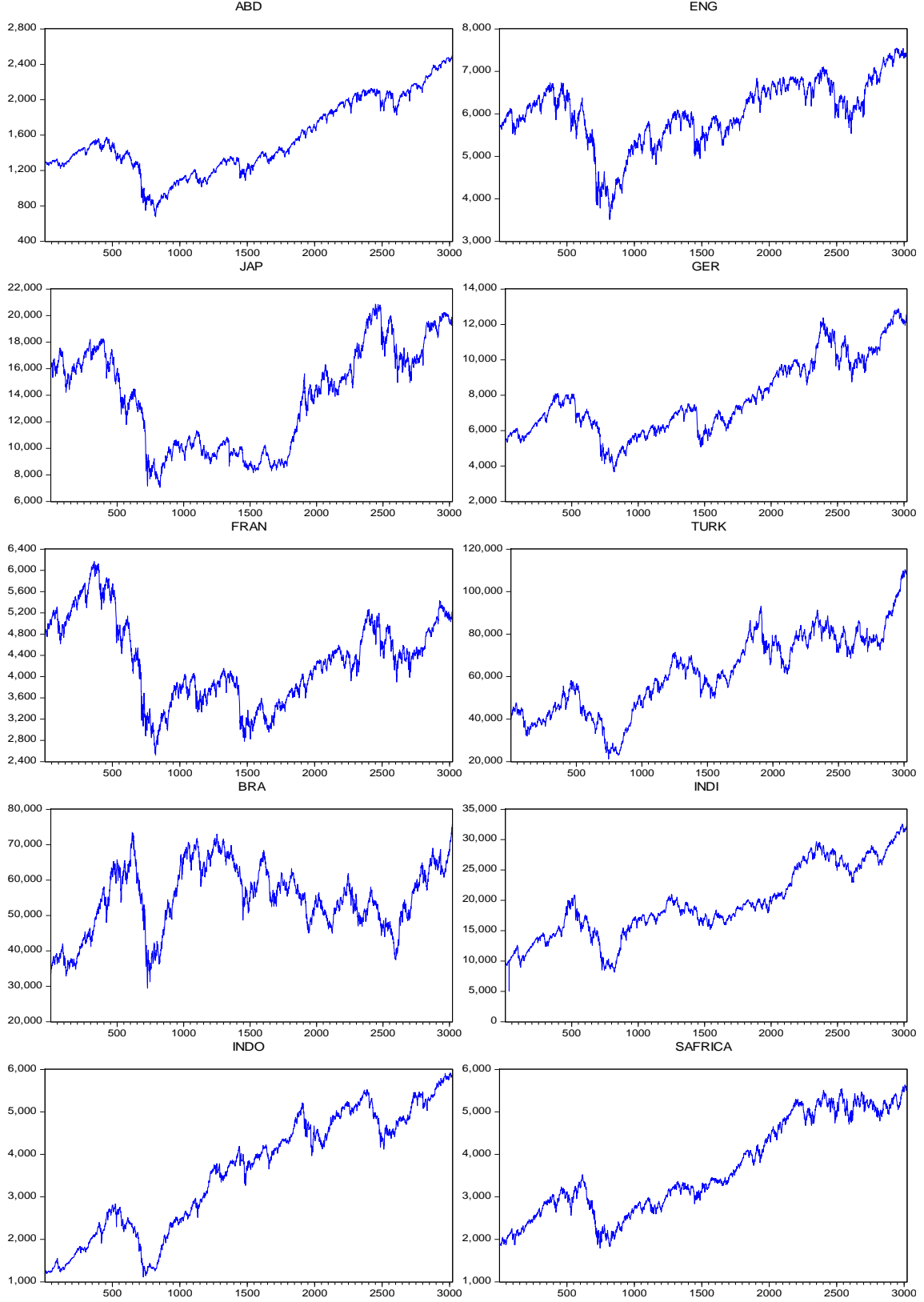
Modelde; N denklem sayısını (incelenen her bir değişken için), T gözlem sayısını, θ tahmin edilecek parametre vektörünü, $\varepsilon_t' = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \dots, \varepsilon_{i,t}]$ t anındaki şokların $1 \times i$ vektörünü, S_t ise $i = 1, 2, \dots, n$ için köşegen elemanlar ile $i, j = 1, 2, \dots, n$ ve $i \neq j$ için çapraz köşegen elemanları veren $i \times i$ zamanla değişen koşullu varyans-kovaryans matrisini ifade etmektedir. Bununla birlikte piyasa korelasyon katsayıları ile analiz yapılırken, getiriler işlem anında eş zamanlı hareketlilik göstermediğinden analiz sonuçlarının eş zamanlı ilişkileri ölçmek için değil gün içi öncül-ardıl ilişkileri ölçmek için kullanılmalıdır (Koutmos ve Booth, 1995: 751).

4. ARAŞTIRMANIN DİZAYNI

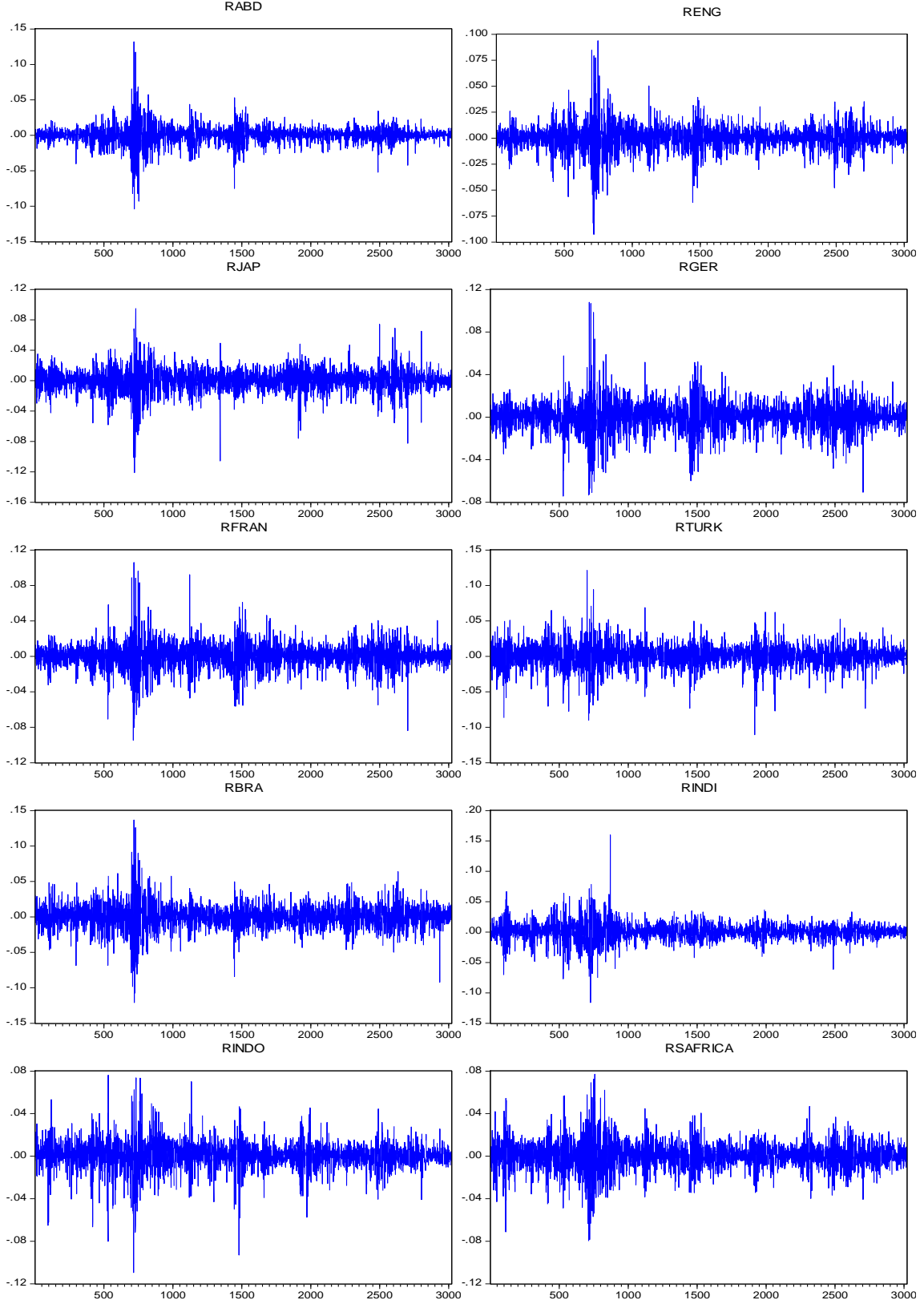
4.1. Araştırmanın Bulguları

Çalışmada kullanılan günlük verilerin durağanlığının önemine metodoloji bölümünde değinmiş olup verilerin durağanlığının sağlanmasının sahte regresyonunun önüne geçeceğini belirtmiştik. Analize başlamadan önce bu çalışmada günlük endeks serisi ile endeks getiri serisinin durağan olup olmadığını belirlemek için parametrik, Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve nonparametrik, Phillips-Perron (PP) birim kök testi kullanılmıştır.

Şekil (1)'de analize dahil olan tüm pay piyasalarına ilişkin fiyat serileri grafiği verilmiştir. Grafikler incelendiğinde, tüm serilerde trend hareketi gözlemlenmekte ve uzun dönemde gözle görülebilir bir artış eğilimine rastlanmaktadır. Bu eğilim serinin durağan olmadığını kanıtı niteliğindedir. Bu sebeple çalışmanın durağanlığın sağlanması için fiyat serilerinden logaritmik getiri serileri elde edilmiş, $\log(P_t/P_{t-1})$ formülü kullanılmıştır.



Şekil 1. Ülkelerin Pay piyasalarına ait fiyat Serilerinin Grafikleri



Şekil 2. Ülkelerin Pay piyasalarına ait Getiri Serilerinin Grafikleri

Şekil (2)'de Tüm Pay piyasalarına ilişkin logaritmik getiri serileri grafiği verilmiştir. Ülkelere ait şekillerin üst taraflarında yapılan isimlendirmelerde getiri serisini sembolize etmek üzere (R) kullanılmıştır.

Ayrıca I(0) fiyat serilerinde verilen değişkenlerin birim köke sahip olduğu görülmüş ve I(1) seviyesinde getiri serileri durağanlaşmıştır. Gelişmiş pay piyasaları ve gelişmekte olan pay piyasaları fiyat ve getiri serileri için yapılan ADF ve PP birim kök testleri analiz sonuçları Tablo (1) 'de gösterilmiştir.

Tablo 1. Fiyat ve Getiri Serilerinin Birim Kök (Durağanlık) Testleri

		Fiyat Serisi		Getiri Serisi		
		ADF	PP	ADF	PP	
ABD	S	0.374800	0.463880	-26.25704***	-58.83770***	
	S/T	-1.436314	-1.376343	-26.27262***	-58.84891***	
ENG	S	-2.068543	-1.755073	-25.13426***	-56.65155***	
	S/T	-2.768780	-2.451657	-25.15995***	-56.65811***	
JAP	S	-0.964656	-0.949604	-22.20029***	-56.69426***	
	S/T	-1.581183	-1.557264	-22.27373***	-56.76872***	
GER	S	-0.582488	-0.501896	-25.56871***	-54.30377***	
	S/T	-2.091908	-2.018453	-25.59182***	-54.30897***	
FRAN	S	-1.572688	-1.643068	-26.92757***	-57.30111***	
	S/T	-1.486202	-1.567157	-26.95799***	-57.32209***	
TURK	S	-0.550861	-0.530925	-54.43934***	-54.48213***	
	S/T	-2.635620	-2.660208	-54.43424***	-54.47800***	
BRA	S	-2.567978*	-2.406864	-37.97418***	-54.87838***	
	S/T	-2.643523	-2.467086	-37.96467***	-54.86617***	
INDI	S	-0.749446	-0.682399	-50.95783***	-50.98562***	
	S/T	-2.492199	-2.361413	-50.94975***	-50.97795***	
INDO	S	-0.819449	-0.849054	-48.64917***	-48.60472***	
	S/T	-2.398709	-2.430783	-48.65129***	-48.60396***	
SAFRICA	S	-0.909674	-0.816879	-13.46932***	-54.19229***	
	S/T	-2.654691	-2.493057	-13.45910***	-54.18997***	
				Sabitli	Sabitli- Trendli	
		MacKinnonp-değeri		% 1	-3.432327	-3.961082
				% 5	-2.862299	-3.411296
				% 10	-2.567218	-3.127489

Kritik Değerler: *** %1. ** %5. * %10; S: Sabitli. S/T: Sabitli Trendli olarak belirtilmiştir.

Tablo 2. Türkiye ve Brezilya için VAR (3)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken Ortalama Denklem	Türkiye		Brezilya	
	Katsayı [T]istatistiği		Değişken Ortalama Denklem	Katsayı [T]istatistiği
r_{SABIT}	0.020444147 [1.17211] **		r_{SABIT}	0.010051832 [0.67390]
$r_{TURK, TURK (-1)}$	-0.024387199 [-2.16805]*		$r_{BRE, BRE (-1)}$	-0.072709729 [-6.91453] ***
$r_{TURK, TURK (-2)}$	0.023302078 [2.67169]		$r_{BRE, BRE (-2)}$	0.027164274 [3.09699] **
$r_{TURK, TURK (-3)}$	0.012200433 [1.38298]		$r_{BRE, BRE (-3)}$	-0.003356713 [-0.33438]
$r_{TURK, ABD(-1)}$	0.348933242 [24.61809]***		$r_{BRE, ABD(-1)}$	0.103003873 [10.14154] ***

Türkiye		Brezilya	
<i>Değişken Ortalama Denklem</i>	<i>Katsayı [T]istatistiği</i>	<i>Değişken Ortalama Denklem</i>	<i>Katsayı [T]istatistiği</i>
<i>r TURK, ABD(-2)</i>	0.126758328 [7.89333] ***	<i>r BRE, ABD(-2)</i>	-0.021684288 [-1.92699] **
<i>r TURK, ABD(-3)</i>	0.041644237 [3.32086] ***	<i>r BRE, ABD(-3)</i>	-0.014280544 [-1.32002]
<i>r TURK, İNG(-1)</i>	-0.035020677 [-1.98578] **	<i>r BRE, İNG(-1)</i>	-0.030854518 [-2.62985] ***
<i>r TURK, İNG(-2)</i>	0.032525681 [2.07940] **	<i>r BRE, İNG(-2)</i>	-0.034113823 [-2.40918] **
<i>r TURK, İNG(-3)</i>	0.060383241 [2.86209] ***	<i>r BRE, İNG(-3)</i>	-0.038155541 [-2.31556] **
<i>r TURK, JAP(-1)</i>	-0.024543699 [-2.72489] ***	<i>r BRE, JAP(-1)</i>	0.016266355 [3.63226] ***
<i>r TURK, JAP(-2)</i>	0.004110618 [0.40648]	<i>r BRE, JAP(-2)</i>	0.039471959 [4.22229] ***
<i>r TURK, JAP(-3)</i>	0.039242118 [5.51715] ***	<i>r BRE, JAP(-3)</i>	0.025726942 [3.09271] ***
<i>r TURK, ALM(-1)</i>	-0.005401909 [-0.33373]	<i>r BRE, ALM(-1)</i>	0.023767098 [1.40584]
<i>r TURK, ALM(-2)</i>	-0.030611589 [-2.04084] **	<i>r BRE, ALM(-2)</i>	0.025328558 [1.66701] *
<i>r TURK, ALM(-3)</i>	0.076958101 [4.65800] ***	<i>r BRE, ALM(-3)</i>	-0.041833954 [-3.43003] ***
<i>r TURK, FRAN(-1)</i>	-0.082257626 [-5.42586] ***	<i>r BRE, FRAN(-1)</i>	0.001237021 [0.07576]
<i>r TURK, FRAN(-2)</i>	-0.034443773** [-2.33558]	<i>r BRE, FRAN(-2)</i>	0.004135252 [0.23137]
<i>r TURK, FRAN(-3)</i>	-0.168538418 [-10.52441] ***	<i>r BRE, FRAN(-3)</i>	0.011408722 [1.16042]
<i>Varyans Denklemi</i>	-0.095871151 [-6.69126] ***	<i>Varyans Denklemi</i>	-0.038689820 [-3.04153] ***
<i>A SABİT</i>	0.135665459 [7.15198] ***	<i>A SABİT</i>	0.071858562 [5.00882] ***
<i>ARCH</i>	0.004447999 [0.58694]	<i>ARCH</i>	0.019417708 [2.16304] **
<i>A TURK, TURK</i>	0.089765022 [6.30958] ***	<i>A BRE, BRE</i>	0.043235611 [3.65586] ***
<i>A TURK, ABD</i>	0.039481782* [1.74458]	<i>A BRE, ABD</i>	0.009442727 [1.39539]
<i>A TURK, İNG</i>	0.030074422* [1.78554]	<i>A BRE, İNG</i>	0.007876323 [0.73783]
<i>A TURK, JAP</i>	-0.116729757 *** [-13.40512]	<i>A BRE, JAP</i>	-0.074619148 *** [-7.66870]
<i>A TURK, ALM</i>	-0.386197259 [-5.23989]***	<i>A BRE, ALM</i>	-0.537826143 [-5.32586]***
<i>A TURK, FRAN</i>	0.945774525 [85.31219]***	<i>A BRE, FRAN</i>	0.975802242 [156.32160]***
<i>KALDIRAÇ δ₁</i>	7.413 [0.829164]	<i>KALDIRAÇ δ₁</i>	5.125 [0.953684]
<i>GARCH γ₁</i>	7.187099 [0.84500555]	<i>GARCH γ₁</i>	21.528624 [0.04315517]**
<i>LB-Q</i>		<i>LB-Q</i>	
<i>ARCH-LM</i>		<i>ARCH-LM</i>	

r: Getiri, A:Volatilite, δ₁:Kaldıraç etkisi, γ₁: Kalcılık, LB-Q: Otokorelasyon Testi

Anlamlılık düzeyi için : *** %1. ** %5. * %10 işaretleri konulmuştur.

Tablo 1'e göre serilerin birim kök sonuçları incelenmiş ve fiyat serilerinin durağan olmadığı, getiri serilerinin de birim kök içermeyerek durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca ulaşmada birim köke sahip fiyat serilerinin doğal logaritmaları alınarak elde edilen getiri serileri, ADF ve PP test istatistikleri sabitli ve sabitli-trendli modellerde %1 anlamlılık düzeyinde mutlak değeri alınarak MacKinnon kritik değerlerinden yüksek çıktığı

için getiri serilerinin durağan olduğu kanısı etkili olmuştur. Ayrıca getiri serileri için yapılan birim kök testlerinde, her bir durum için büyük negatif değerler elde edilmiştir.

Ayrıca modeli kurmadan önce VAR modeli ile tahmin edilip uygun gecikme uzunlukları SC ve HQ Hannan–Quinn) göre üç gün gecikme olduğundan VAR (3) 'e göre hesaplanmıştır.

Tablo 2'e göre, Türkiye pay piyasaları ile gelişmiş ülke pay piyasaları arasında getiri ve volatilité açısından anlamlı etkileşimler olduğu görülmektedir. Öncelikle Türkiye pay piyasasının cari fiyatları üzerinde kendi bir gün önceki fiyatları etkili olmaktadır. Bunun yanında en güçlü getiri yayılımını ABD pay piyasasından almakta olduğu görülmüştür. ABD pay piyasalarından Türkiye üzerine her üç gün içinde pozitif yönde bir getiri yayılımı gerçekleşirken, Fransa pay piyasalarından yine her üç gün için bir getiri yayılımı gerçekleştiği görülmüş, fakat Fransa üzerinden gerçekleşen getiri yayılımının negatif yönde bir etkileşim yaptığı ayrıca saptanmıştır. Diğer ülke pay piyasalarının Türkiye'nin cari dönem fiyatları üzerinde yaptığı getiri yayılımına bakıldığında ise İngiltere pay piyasalarından Türkiye piyasasına her üç günde de bir getiri yayılımı yaptığı bulgusu elde edilirken, bu yayılımın bir gün önceki verilerinin negatif yönde, iki ve üç gün önceki verilerinin ise pozitif yönde bir getiri yayılımı oluşturduğu gözlemlenmiştir. Gelişmiş ülke pay piyasaları arasında en zayıf getiri yayılımı gerçekleştiren Japonya ve Almanya piyasalarına bakıldığında, Japonya pay piyasalarının bir ve üç gün önceki verilerinden, Almanya pay piyasalarının iki ve üç gün önceki verilerinden etkilendiği görülürken, Japonya'nın bir Almanya'nın iki gün önceki verilerinden negatif, her iki ülkenin de üç gün önceki verilerinden pozitif yönde etkilendiği ayrıca saptanmıştır. Türkiye ile gelişmiş ülke pay piyasaları arasında volatilité yayılımının ölçüldüğü varyans denklemine bakıldığında, en güçlü volatilité yayılımının %1 anlamlılık düzeyinde İngiltere ve daha sonra Fransa pay piyasalarından geldiği görülmüştür. Japonya ve Almanya pay piyasalarında oluşan bir volatilité yayılımının Türkiye pay piyasaları üzerinde zayıf da olsa bir volatilité oluşturduğu istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Diğer ülkelerden Türkiye üzerinde oluşan volatilité yayılımı aynı yönde olduğu görülürken, yine Fransa pay piyasaları ile bu etkileşimin ters yönde olduğu bulgusu elde edilmiştir. Son olarak BİST için volatilité kalıcılığı 0,94 olduğu ve ne negatif şokların pozitif şoklardan daha etkin olduğu kaldıraç terimi katsayısından anlaşılmaktadır. Ayrıca modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı saptanmıştır.

Brezilya pay piyasası ile gelişmiş ülke pay piyasaları arasında getiri yayılımının analiz edildiği ortalama denklem sonuçlarına bakıldığında sırasına göre Japonya, İngiltere, ABD ve Almanya pay piyasalarının Brezilya'nın bugünkü fiyatları üzerinde anlamlı bir getiri yayılımı etkisi gerçekleştirdiği görülürken, Fransa pay piyasalarından Brezilya pay piyasası üzerinde herhangi bir getiri yayılımına rastlanmamıştır. Kendi bir gün önceki gecikmeli fiyatlarından negatif yönde, iki gün önceki fiyatlarından pozitif yönde bir getiri yayılımı görülen Brezilya pay piyasaları üzerinde en güçlü getiri yayılımı Japonya pay piyasalarından gerçekleşmiş ve Japonya'dan her üç günde de Brezilya piyasasına pozitif yönde bir yayılımı olduğu gözlemlenmiştir. İkinci en güçlü getiri yayılımı yapan İngiltere pay piyasalarından Brezilya üzerine ise her üç günde de negatif yönde bir getiri yayılımı olduğu görülmüştür. ABD ve Almanya pay piyasalarına bakıldığında ABD'nin bir gün önceki fiyatlarından Almanya'nın iki gün önceki fiyatlarından pozitif yönde ABD'nin iki gün önceki fiyatlarından ve Almanya'nın üç gün önceki fiyatlarından negatif yönde bir getiri yayılımının Brezilya'nın cari fiyatlarını etkilediği istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Brezilya pay piyasasına volatilité yayılımı açısından bakıldığında en güçlü volatilité yayılımının sırasına göre Fransa, ABD ve İngiltere piyasalarından geldiği görülmüştür. Almanya ve Japonya piyasalarında oluşan bir volatilité yayılımı Brezilya'yı etkilemediği bulgusu elde edilirken, ABD ve İngiltere piyasalarında oluşan bir volatilité yayılımının Brezilya'yı pozitif yönde etkilediği sonucu elde edilmiştir. Fransa ile olan volatilité etkileşiminin ters yönde gerçekleştiği diğer bulgular arasında yer almaktadır. Brezilya için volatilité kalıcılığı 0,97 olduğu ve ne negatif şokların pozitif şoklardan daha etkin olduğu kaldıraç terimi katsayısından anlaşılmaktadır. Son olarak modelde hata terimlerinin değişen varyans içerirken herhangi bir otokorelasyon sorununa rastlanmadığı görülmüştür.

Tablo 3. Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika için VAR (3)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Hindistan		Endonezya		Güney Afrika	
Değişken	Katsayı	Değişken	Katsayı	Değişken	Katsayı
Ortalama Denklem	[T]istatistiği	Ortalama Denklem	[T]istatistiği	Ortalama Denklem	[T]istatistiği
<i>R SABİT</i>	0.03566099 [1.60415]	<i>R SABİT</i>	0.044839101 [4.72293]***	<i>R SABİT</i>	0.010609132 [0.87038]
<i>R HİND, HİND (-1)</i>	-0.00887851 [-0.92902]	<i>R ENDO, ENDO (-1)</i>	0.010098449 [1.43076]	<i>R GAFR, GAFR (-1)</i>	-0.128751442 [-10.46435]***
<i>R HİND, HİND (-2)</i>	0.02748827 [2.14606]**	<i>R ENDO, ENDO (-2)</i>	-0.031047874 [-6.66560]***	<i>R GAFR, GAFR (-2)</i>	-0.074739317 [-8.29275]***

Hindistan		Endonezya		Güney Afrika	
Değişken	Katsayı	Değişken	Katsayı	Değişken	Katsayı
Ortalama Denklem	[T]istatistiği	Ortalama Denklem	[T]istatistiği	Ortalama Denklem	[T]istatistiği
$R_{HIND, HIND(-3)}$	-0.00932597 [-0.67129]	$R_{ENDO, ENDO(-3)}$	-0.036645350 [-5.44294]***	$R_{GAFR, GAFR(-3)}$	0.002165817 [0.28418]
$R_{HIND, ABD(-1)}$	0.41266658 [14.61718]***	$R_{ENDO, ABD(-1)}$	0.387549918 [67.88197]***	$R_{GAFR, ABD(-1)}$	0.440643130 [59.85449]***
$R_{HIND, ABD(-2)}$	0.23097122 [6.53760]***	$R_{ENDO, ABD(-2)}$	0.0330044868 [6.59783]***	$R_{GAFR, ABD(-2)}$	0.178222202 [21.61289]***
$R_{HIND, ABD(-3)}$	0.03602397 [1.37563]	$R_{ENDO, ABD(-3)}$	0.012451630 [2.49137]**	$R_{GAFR, ABD(-3)}$	0.019820712 [2.53778]**
$R_{HIND, ING(-1)}$	-0.14301714 [-3.84157]***	$R_{ENDO, ING(-1)}$	0.029705492 [4.86349]***	$R_{GAFR, ING(-1)}$	-0.012243758 [-1.17731]
$R_{HIND, ING(-2)}$	0.06108228 [1.14718]	$R_{ENDO, ING(-2)}$	0.048048558 [10.83332]***	$R_{GAFR, ING(-2)}$	0.009711276 [1.08067]
$R_{HIND, ING(-3)}$	-0.00270210 [-0.08495]	$R_{ENDO, ING(-3)}$	0.033801995 [3.67823]***	$R_{GAFR, ING(-3)}$	0.034417505 [0.00033645]***
$R_{HIND, JAP(-1)}$	-0.09161947 [-3.93696]***	$R_{ENDO, JAP(-1)}$	-0.062664302 [-14.01705]***	$R_{GAFR, JAP(-1)}$	-0.000996610 [-0.13640]
$R_{HIND, JAP(-2)}$	-0.07508083 [-3.77334]***	$R_{ENDO, JAP(-2)}$	-0.018436153 [-4.89557]***	$R_{GAFR, JAP(-2)}$	-0.005304871 [-0.71716]
$R_{HIND, JAP(-3)}$	0.00297016 [0.16794]	$R_{ENDO, JAP(-3)}$	0.006030617 [1.13245]	$R_{GAFR, JAP(-3)}$	0.002475549 [0.36508]
$R_{HIND, ALM(-1)}$	0.02990937 [0.90047]	$R_{ENDO, ALM(-1)}$	-0.013082202 [-2.66761]***	$R_{GAFR, ALM(-1)}$	-0.002801220 [-0.17889]
$R_{HIND, ALM(-2)}$	-0.08502942 [-2.75278]***	$R_{ENDO, ALM(-2)}$	0.028817348 [5.312189]***	$R_{GAFR, ALM(-2)}$	-0.010986339 [-0.97203]
$R_{HIND, ALM(-3)}$	0.11453412 [3.80102]***	$R_{ENDO, ALM(-3)}$	0.076000655 [13.65228]***	$R_{GAFR, ALM(-3)}$	0.017660457 [1.95384]*
$R_{HIND, FRAN(-1)}$	0.02128164 [0.59675]	$R_{ENDO, FRAN(-1)}$	-0.001242606 [-0.23544]	$R_{GAFR, FRAN(-1)}$	-0.099067402 [-4.73865]***
$R_{HIND, FRAN(-2)}$	0.06940416 [2.89082]***	$R_{ENDO, FRAN(-2)}$	-0.052507308 [-41.21899]***	$R_{GAFR, FRAN(-2)}$	-0.048888673 [-3.50556]***
$R_{HIND, FRAN(-3)}$	-0.06976564 [-2.64863]***	$R_{ENDO, FRAN(-3)}$	-0.066271082 [-12.16983]***	$R_{GAFR, FRAN(-3)}$	-0.054686895 [-6.35342]***
Varyans Denklemi	-0.58592616	Varyans Denklemi	-0.202791871	Varyans Denklemi	-0.063357272
A_{SABIT}	[-12.31187]***	A_{SABIT}	[-26.21031]***	A_{SABIT}	[-8.30886]***
$ARCH$	0.51752120	$ARCH$	0.207751366	$ARCH$	0.062326971
$A_{HIND, HIND}$	[27.58186]***	$A_{ENDO, ENDO}$	[18.86158]***	$A_{GAFR, GAFR}$	[9.37272]***
$A_{HIND, ABD}$	0.03281090	$A_{ENDO, ABD}$	0.029050847	$A_{GAFR, ABD}$	0.009395819
	[2.32639]**		[4.14151]***		[2.40939]**
$A_{HIND, ING}$	-0.00150666	$A_{ENDO, ING}$	0.104977609	$A_{GAFR, ING}$	0.054123356
	[-0.42040]		[11.73412]***		[10.51876]***
$A_{HIND, JAP}$	0.55656211	$A_{ENDO, JAP}$	0.014385159	$A_{GAFR, JAP}$	0.029144690
	[19.62175]***		[1.65166]*		[4.04111]***
$A_{HIND, ALM}$	-0.03313043	$A_{ENDO, ALM}$	0.009499805	$A_{GAFR, ALM}$	-0.009755503
	[-0.44456]		[1.02000]		[-1.38612]
$A_{HIND, FRAN}$	-0.13333886	$A_{ENDO, FRAN}$	-0.092798956	$A_{GAFR, FRAN}$	-0.061812717
	[-1.54689]		[-9.73024]***		[-8.48462]***
$KALDIRAÇ \delta_1$	0.12477684	$KALDIRAÇ \delta_1$	-0.247963081	$KALDIRAÇ \delta_1$	-1.128594410
	[1.54739]		[-4.21133]***		[-8.42652]***
$GARCH \gamma_1$	0.80747099	$GARCH \gamma_1$	0.950310347	$GARCH \gamma_1$	0.986091252
	[21.01776]***		[107.36661]***		[438.45684]***
LB-Q	30.338	LB-Q	7.623	LB-Q	11.544
	[0.002483]***		[0.813855]		[0.482925]
ARCH-LM	6.659243	ARCH-LM	18.933343	ARCH-LM	17.959446
	[0.87928665]		[0.09014982]*		[0.11692743]

r: Getiri, A:Volatilite, δ_1 :Kaldıraç etkisi, γ_1 :Kalıcılık, LB-Q: Otokorelasyon Testi, ARCH-LM: Değişen Varyans Testi
Anlamlılık düzeyi için : *** %1. ** %5. * %10 işaretleri konulmuştur.

Tablo 3'e göre getiri yayılımı açısından Hindistan'ın kendi iki gün önceki piyasa fiyatlarının bugünkü fiyatlarını etkilediği görülürken bir ve üç gün önceki fiyatlarının bugünkü fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yapmadığı bulgusu elde edilmiştir. Gelişmiş olan ülkeler tarafından bakıldığında tüm ülkelerden Hindistan pay piyasalarına doğru bir getiri yayılımı olduğu gözlemlenmiştir. En güçlü getiri yayılımı gerçekleştiren piyasa olan ABD pay piyasasının ait bir ve iki gün önceki fiyatlarda oluşan pozitif yönde bir hareketlilik Hindistan'da aynı şekilde etkilerken üç gün önceki bir fiyatlamının böyle bir etkileşim göstermediği gözlemlenmiştir. Diğer bir taraftan İngiltere pay piyasalarının bir gün önceki, Almanya pay piyasasının iki gün önceki, Fransa pay piyasasının üç gün önceki Japonya pay piyasalarının bir ve iki gün önceki fiyatlarında ortaya çıkan bir değişimin Hindistan pay piyasalarında negatif yönde bir getiri yayılımı gerçekleştirdiği diğer bulgular arasında yer almaktadır. Volatilite yayılımının analiz edildiği varyans denkleminde bakıldığında ise ABD ve Japonya pay piyasalarından pozitif yönde bir volatilite yayılımı görülürken İngiltere, Almanya ve Fransa pay piyasalarında böyle bir etkiye rastlanmamıştır. Son olarak volatilite kalıcılığı 0,80 olduğu ve ne negatif şokların pozitif şoklardan daha etkin olduğu ve kaldıraç terimi katsayısından anlaşılırken, hata terimlerinin otokorelasyon içermesine rağmen değişen varyansa sahip olmadığı bulgusu elde edilmiştir.

Endonezya pay piyasası için kurulan ortalama denklemin sonuçlarına bakıldığında Endonezya pay piyasasının kendi piyasalarına ait bir gün önceki fiyatlardan etkilenmediği görülürken iki ve üç gün önceki fiyatlardan negatif yönde etkilendiği bulgusu elde edilmiştir. Bunun birlikte Endonezya pay piyasası Japonya piyasasının üç gün önceki, Fransa piyasasının bir gün önceki fiyatları dışın tüm ülkelerin her bir üç günlük verilerinden bir getiri yayılımı aldığı görülmüştür. En güçlü getiri yayılımı %1 anlamlılık düzeyinde İngiltere piyasasından gerçekleştiği gözlemlenirken bu yayılımın pozitif yönde oldu olduğu ayrıca saptanmıştır. Endonezya pay piyasası üzerinde ikinci dominant ülke olan Almanya pay piyasasına bakıldığında Almanya'nın bir gün önceki verilerinden negatif yönde diğer günlerde pozitif yönde bir yayılım olduğu görülmüştür. Diğer ülkelere bakıldığında ise ABD'den pozitif yönde bir getiri yayılımı olduğu görülürken Japonya ve Fransa'dan negatif yönde bir getiri yayılımı olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir taraftan volatilite yayılımı açısından varyans denkleminde bakıldığında Almanya dışında tüm ülkelerden bir volatilite yayılımı gözlemlenirken Fransa dışında tüm ülkelerden pozitif yönde bir volatilite gerçekleştiği ayrıca saptanmıştır. Son olarak Endonezya pay piyasalarında volatilite kalıcılığının 0,94 olduğu gözlemlenirken, hata terimlerinin otokorelasyon içermesine rağmen değişen varyansa sahip olmadığı bulgusu elde edilmiştir.

Güney Afrika pay piyasalarına ait bugünkü fiyatların kendi piyasalarının bir ve iki gün önce verilerinden negatif yönde etkilendiği gözlemlenirken üç gün önceki fiyatları etkilenmediği görülmüştür. Ortalama denklemin sonuçlarına göre diğer piyasalardan gelen getiri yayılımlarına bakıldığında ise Fransa, ABD ve İngiltere pay piyasalarından %1 anlamlılık düzeyinde bir getiri yayılımı görülürken, Japonya ve Almanya pay piyasalarından istatistiksel olarak anlamlı bir yayılım gerçekleşmediği gözlemlenmiştir. ABD ve İngiltere'den gerçekleşen yayılımın pozitif yönde Fransa'dan gerçekleşen yayılımın ve negatif yönde olduğu ayrıca saptanmıştır. ABD ve Fransa piyasalarında her üç güne ait fiyatların Güney Afrika piyasasında bir getiri yayılımına sebep olurken İngiltere piyasasının sadece üçüncü gün fiyatının bir getiri yayılımı gerçekleştirdiği bir diğer bulgudur. Volatilite yayılımı açısından varyans denkleminin sonuçlarına bakıldığında Almanya dışında tüm ülkelerde oluşan bir volatilite yayılımının Güney Afrika pay piyasasında anlamlı bir yayılım gerçekleştirdiği gözlemlenmiştir. Fransa dışında tüm ülkelerden pozitif yönde bir volatilite yayılımı gerçekleştiği ayrıca saptanmıştır. Güney Afrika piyasaları için volatilite kalıcılığı 0,98 olarak gerçekleşmiş olduğu görülmüştür. Ayrıca hata terimlerinin otokorelasyon ve değişen varyans sorunu içermediği bulgusu elde edilmiştir.

5. SONUÇ

Günümüzde sermayeyi elinde bulunduran toplumlar ekonomik olarak doyuma ulaşmış ve kendi ülke sınırları içerisinde elde ettikleri getirileri azalmıştır. Dolayısıyla bu durum uluslararası sermayenin yönünü beklenen getirinin nispeten daha yüksek olduğu pazarlara doğru döndürmüştür. Bunun bir sonucu olan uluslararası portföy çeşitlendirilmesi ve kırılğan beşli kavramı çalışmamızın konusunun orta çıkmasında etkili olmuştur.

Morgan Stanley (2013) yaptığı tanımlamadan yola çıkılarak kırılğan beşli ülkeleri olarak adlandırılan bu beş ülke pay piyasaları ile sermaye işlem hacminin en çok olduğu gelişmiş ülke piyasaları olan ABD, İngiltere, Japonya, Almanya ve Fransa pay piyasaları arasındaki getiri ve volatilite yayılımı 02.01.2006 ile 15.09.2017 yılları

arasındaki gün sonu verileri kullanılarak ölçülmeye çalışılmıştır. Analizde çok değişkenli VAR-EGARCH yöntemi kullanılmıştır.

Çalışmanın sonunda elde edilen bulgulara göre Türkiye pay piyasasını temsilen seçilen BİST 100 endeksi ile gelişmiş ülkelerin pay piyasaları arasında kurulan modelde getiri yayılımı açısından Türkiye pay piyasasının ABD piyasası dışında tüm ülkelerle çift yönlü bir getiri yayılımı içinde olduğu görülürken ABD pay piyasasının Türkiye'yi tek yönlü etkilediği gözlemlenmiştir. Türkiye pay piyasasının çift taraflı bir getiri yayılımı içinde olduğu gelişmiş piyasalarla en güçlü getiri yayılımı aldığı ülkenin sırayla ABD ve Fransa olduğu diğer bulgular arasındadır. Volatilite yayılımı açısından ise en güçlü yayılımın İngiltere ve Fransa'dan geldiği saptanmıştır. Bu bağlamda ABD'nin baskın olduğu sonucunu bulan Yu ve Hassan (2008) çalışmasıyla farkı sonuçlar elde edilmiştir. Gelişmekte olan ülke pay piyasaları ile kurulan modelden ise Türkiye'nin Hindistan dışındaki tüm ülkelerden bir getiri yayılımı aldığı görülürken volatilite etkisinin sadece Endonezya'dan geldiği gözlemlenmiştir. Genel olarak bakıldığında Türkiye için gelişmekte olan ülkeler arasında en az volatilite yayılımı alan ülke olduğu sonucu istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Buradan Türkiye pay piyasasının kırılğan beşli ülke adı ile anılan ülkelerden volatilite açısından farklılık gösterdiği göz önünde bulundurulduğunda, uluslararası yatırımcıların portföylerini oluştururken bu sonucun katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Fakat sadece pay piyasaları arasında yapılan çalışmalara bakılarak bu ülkeler kırılğan beşli ülkeleri sayılamaz yorumu yapılması gerçekçi değildir. Yine aynı şekilde uluslararası yatırımcıların Türkiye'nin Borsa İstanbul nezdinde bir yatırım kararı alırken, bu sonuçların 2006-2017 yılları arasında yapıldığını ve ekonomik, siyasal açıdan ortaya çıkan hareketliliğin bu sonuçları da etkileyeceği ihtimallerini göz önünde bulundurması gerekmektedir. Son olarak bu alanda yapılacak olan başka çalışmalara ışık tutması bakımından kırılğan beşli olarak adlandırılan ülkelerin sadece pay piyasaları kıstası ile sınırlanıp büyüme, enflasyon, dış ticaret verilerinin de modellendiği çalışmalara ile değerlendirilmesinin özellikle uluslararası yatırımcılar ve politika yapıcılar açısından daha çok katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- AbouZaid, A. S. (2011). Volatility spillover effects in emerging Mena stock market. *Review of Applied Economics*, 7(1-2), 107-127.
- Akar, C. (2007). Volatilite modellerinin öngörü performansları: Arch, Garch ve Swarch karşılaştırması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 8(2), 201-217.
- Alemdar, A. (2010). *İMKB endeksinde oynaklığın ekonometrik olarak modellenmesi ve İmkb ile bazı uluslararası borsa endeksleri arasındaki ilişkiler*. Yüksek Lisans Tezi, Ankara Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 7(1), 3-30.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Darrat, A. F. ve Benkato, O. M. (2003). Interdependence and volatility spillovers under market liberalization: The case of Istanbul stock exchange. *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(7-8), 1089-1114.
- Değirmenci, N. ve Abdioğlu, Z. (2017). Finansal piyasalar arasındaki oynaklık yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (54), 107-125.
- Demirgil, H. ve Gök, İ. Y. (2014). Türkiye ve başlıca AB pay piyasaları arasında asimetrik volatilite yayılımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 12(23), 315-340.
- Diebold, F. X. ve Yilmaz, K. (2008). *Measuring financial asset return and volatility spillovers with application to global equity markets*. (Working Paper No: 13811). Cambridge: NBER.
- Doğru, E. (2015). *Petrol fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilite etkileşimi: Gelişen ülkeler üzerine bir araştırma*. Doktora Tezi, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Isparta.

- Dünya Bankası. (2014). *You can't manage what you measure*. Erişim adresi: <http://blogs.worldbank.org/education/you-can-t-manage-what-you-don-t-measure>, (14 Nisan 2017).
- Eğilmez, M. (2013). *Kırılğan beşli*. Erişim adresi: <http://www.mahfiegilmez.com/2013/11/kirlgan-besli.html>, (18 Kasım 2013).
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R. F. (1983). Estimation of the variance of U.S inflation based upon the Arch model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(3), 286-301.
- Engle, R. F. (1995). *ARCH Selected Readings*. Oxford University Press.
- Erdoğan, S. ve Bozkurt, H. (2009). Türkiye’de cari açığın belirleyicileri: Mgarch modelleri ile bir inceleme. *Maliye Finans Yazıları*, 1(84), 135-172.
- Investing Endeksleri. (2015). *Dünya Finans Piyasaları*. Erişim adresi: <http://tr.investing.com/markets/>, (14 Ağustos 2015).
- Koutmos, G. (1996). Modeling the dynamic interdependence of major European stock markets. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 23(7), 975-988.
- Koutmos, G. ve Booth, G. G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
- Mazıbaşı, M. (2005). İmkb piyasalarındaki volatilitenin modellenmesi ve öngörülmesi: asimetric Garch modelleri ile bir uygulama. *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, İstanbul Üniversitesi, 26-27 Mayıs 2005, İstanbul.
- Morgan, S. (2013). *Tales from the emerging World*. Erişim adresi: https://www.morganstanley.com/public/Tales_from_the_Emerging_World_Fragile_Five.pdf, (14 Mart 2018).
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Ng, A. (2000). Volatility spillover effects from Japan and the US to the pacific basin. *Journal of International Money and Finance*, 19(2), 207-233. doi:10.1016/S0261-5606(00)00006-1.
- Oduncu, A., Ermişoğlu, E. ve Akçelik, Y. (2013). Merkez bankasının yeni enstrümanı rezerv opsiyonu mekanizması ve kur oynaklığı. Erişim adresi: https://www.tbb.org.tr/Content/Upload/dergiler/dosya/60/TBB_dergi86-web.pdf, (10 Nisan 2019).
- Özden, Ü. H. (2008). İmkb bileşik 100 endeksi getiri volatilitésinin analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13), 339-350.
- Savva, C. S., Osborn, D. R. ve Gill, L. (2004). *Volatility, spillover effects and correlations in US and major European markets*, University of Manchester.
- Şimşek, M. (2016). Borsa İstanbul (BIST) ve BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasalarının ilişkisi üzerine bir inceleme. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 520-536.
- Taştan, H. (2005). *Dynamic interdependence and volatility transmission in Turkish and European equity markets*, (Discussion Paper: No. 2005/10), Ankara: Turkish Economic Association.
- Yalama, A. (2008). *Dünya borsaları ve İMKB’de oynaklık yapısının analizi ve oynaklık etkileşimi*. Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- Yu, J. S. ve Hassan, M. K. (2008). Global and regional integration of the middle east and north African (Mena) stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 48(3), 482-504.