



Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi
Van Yüzüncü Yıl University
The Journal of Social Sciences Institute
Yıl / Year: 2020 - Sayı / Issue: 49
Sayfa/Page: 441-466
ISSN: 1302-6879



Dolar Kuru ile Seçili Bist Şehir Endeksleri Arasında Getiri ve Volatilité Yayılımı: Çok Değişkenli Var-Egarch Uygulaması*
Return and Volatility Spillover Between Dollar Exchange Rate and Selected Bist City Indices: Application of Multivariate Var-Egarch

- Sevilay SAYIN*
- Ercüment DOĞRU**
- Samet GÜRSOY***

*Yüksek lisans Öğrencisi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Muhasebe ve Finansal Yönetim Anabilim Dalı, Burdur/Türkiye, Graduate Student, Mehmet Akif Ersoy University, Institute of Social Sciences, Accounting and Financial Management Department Burdur/Turkey
sevilaysayin53@gmail.com
ORCID: 0000-0002-7701-7092

**Dr. Öğr. Üyesi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Ağlasun Meslek Yüksekokulu, Posta Hizmetleri Bölümü, Burdur/Türkiye, Asst. Prof., Mehmet Akif Ersoy University, Ağlasun Vocational School, Department of Postal Services Burdur/Turkey
ercumentdogru@mehmetakif.edu.tr
ORCID: 0000-0003-2650-9326

***Dr. Öğr. Üyesi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Bucak Zeliha Tolunay Uygulamalı Teknoloji ve İşletmecilik Yüksekokulu, Gümrük İşletme Bölümü, Burdur/Türkiye, Asst. Prof., Mehmet Akif Ersoy University, Bucak Zeliha Tolunay Academy of Applied Technology and Business Administration, Department of Customs Business Administration, Burdur/Turkey
sametgursoy@mehmetakif.edu.tr
ORCID: 0000-0003-1020-7438

Makale Bilgisi / Article Information
Makale Türü / Article Type: Araştırma Makalesi / Research Article
Geliş Tarihi / Date Received: 02.03.2020
Kabul Tarihi / Date Accepted: 07.06.2020
Yayın Tarihi / Date Published: 30.09.2020

Atrf: Sevilay, S., Doğru, E., Gürsoy, S., (2020) Dolar Kuru ile Seçili Bist Şehir Endeksleri Arasında Getiri ve Volatilité Yayılımı: Çok Değişkenli Var-Egarch Uygulaması. *Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49, 441-466

Citation: Sevilay, S., Doğru, E., Gürsoy, S., (2020) Return and Volatility Spillover Between Dollar Exchange Rate and Selected Bist City Indices: Application of Multivariate Var-Egarch. *Van Yüzüncü Yıl University The Journal of Social Sciences Institute*, 49, 441-466

Öz

Son dönemlerde küresel ölçekteki yatırımcılar tarafından üzerinde çok durulan volatilité kavramı, yatırımcıların yatırım kararları alırken dikkat ettikleri noktalardan biri haline gelmiştir. Gerek ulusal gerekse de uluslararası yatırımcılar şeffaf, güvenilir ve öngörülebilir bir finansal çıktı elde etmek istemektedirler. Finansal tabloların analizleri sonucunda elde edilemeyen fakat yapılan detaylı analizler neticesinde ortaya çıkan volatilité kavramı yapılan yatırımın getirisini direkt etkileyen bir durumdur. Bu etkileşimin önemine göz önüne bulundurularak bu çalışmada şehir endekslerinin 2010-2017 yılları arasındaki getiri ve volatilité yayılımı çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ile incelenmiştir. 2010-2017 yılları arasında kesintisiz veriyé sahip olan 5 şehir endeksi analize dahil edilmiştir. Analizi yapılan şehir endeksleri yatırımcıya hangi şehirdeki hangi işletme için yatırım yapmaları gerektiği konusunda yol göstermektedir. Kurulan tüm modellerin sonuçları genel olarak incelendiği zaman; dolar değişkeni, Adana, Ankara, İzmir, Kayseri ve Kocaeli şehir endekslerinin tamamının kendi gecikmeli getirilerinden ve dolar kurunun gecikmeli getirilerinden etkilendiği görülmektedir. Ayrıca dolar kurunun geçmiş şoklarının, yapılan çalışmadaki şehir endekslerini etkilediği görülmektedir. Sonuç itibariyle dolar kurunun söz konusu şehir endeksleri üzerine anlamlı bir volatilité yayılımı bulunmaktadır. **Anahtar Kelimeler:** Döviz Piyasaları, Şehir Endeksleri, VAR-EGARCH

* Bu çalışma Sevilay Sezgin'in 28.06.2019 tarihinde Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Muhasebe ve Finansal Yönetim Anabilim Dalında savunulan "Dolar Kuru ile BIST Şehir Endeksleri Arasında Getiri ve Volatilité Yayılımı" isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

Abstract

The concept of volatility, which has been emphasized recently by investors on a global scale, has become one of the points that investors pay attention to when making investment decisions. Both national and international investors want to obtain the transparent, reliable, and predictable financial output. The concept of volatility, which cannot be obtained as a result of the analysis of financial statements, but arises as a result of detailed analysis, is a situation that directly affects the return on the investment. Considering the importance of this interaction, the return and volatility spillover of city indices between 2010 and 2017 were investigated with the multivariate VAR-EGARCH model. 5 city indexes with uninterrupted data between 2010 and 2017 were included in the analysis. The analyzed city indices guide the investor in which city they should invest for which business. When the result of all installed models is generally examined; The dollar variable, Adana, Ankara, Izmir, Kayseri, and Kocaeli, all of the city indices appear to be affected by their lagged returns and the lagged returns of the Dollar Exchange rate. Also, it is seen that the past shocks of the dollar Exchange rate affect the city indexes in the study. As a result, the dollar Exchange rate has significant volatility spread over the city indexes.

Keywords: Foreign Exchange Markets, City Indices, VAR-EGARCH

Giriş

Günümüzde Sermaye Piyasaları başka sermaye piyasalarından etkilendiği kadar aynı şekilde ulusal ve uluslararası makro ekonomik değişkenlerin etkisi altındadır. Yatırım kararı alıp fon transfer etmek isteyen kişi ve kurumlar öncelikli olarak hangi piyasalarda işlemin daha rasyonel olacağını takip ederken bu kararın etkileyeceği piyasada oluşan enflasyon, işsizlik, faiz hadleri ve döviz kurlarındaki değişimleri göz önünde bulundurmaktadırlar. Bu bağlamda bu çalışmada 5 BIST şehir endeksi ile bu endekslere olan yatırım kararlarını etkileyeceği varsayılan günlük dolar kuru fiyat değişimleri arasındaki ilişki incelenmek istenmiştir.

Çalışmanın Birinci bölümünde döviz piyasasından bahsedilecek olup finansal piyasalar için öneminden, dolayısı ile sermaye piyasaları ile nasıl bir etkileşim içinde olduğu anlatılacaktır. Bununla birlikte sermaye piyasalarını temsilen seçilen 5 şehir endeksi tanıtılacaktır. İkinci bölümde literatür özetlerinden kısaca bahsedilecektir. Üçüncü bölümde ise kısa dönemli eşanlı denklemler arasındaki etkileşimin en iyi şekilde analiz edilmesine olanak tanıyan modellerden olan çok değişkenli VAR E-GARCH modeli tanıtılacak olup, yapılan analizler tablolar halinde sunulup yorumları verilecektir. Son olarak sonuç bölümünde analizden elde edilen bulgular tartışılarak, çalışmanın daha farklı alanlarda da katkı sağlaması açısından önerilerde

bulunulacaktır. Elde edilen bulgulara göre yatırımcıların piyasalar arasındaki getiri ve volatilité yayılımının yönü ve büyüklüğü hakkında bilgi sahibi olmaları ve buna göre strateji geliştirerek pozisyon almaları amacıyla seçili piyasalar arasındaki getiri ve volatilité yayılımının varlığı araştırılmıştır. Çalışmanın, yatırımcıların çapraz piyasalar arasında işlem yaparken risk yönetimi amacıyla kullanabileceği bir kaynak olabileceği, şehir endeksleri ile dolar kuru arasındaki getiri ve volatilité yayılımlarının belirlenmesi açısından özgünlük sunduğu ve literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

1.Döviz Piyasaları (Forex) ve Sermaye Piyasaları Arasındaki İlişki

Döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki geleneksel ve portföy dengesi modelleri olarak iki şekilde açıklanmaktadır. Geleneksel yaklaşıma göre, döviz kurunda meydana gelen bir değişme dış ticaret dengesini ve uluslararası rekabetçi yapıyı, beraberinde ülkenin gelir düzeyi ile işletmelerin hisse senedi fiyatlarını da etkilemektedir. Bu yaklaşıma göre, döviz kurunda meydana gelen bir artış, ulusal firmaların rekabetçi yapılarını güçlendirerek ihraç edilen malların uluslararası ticarete daha ucuz satılmasına sebep olmaktadır.

Sonuç itibariyle işletmelerin gelirleri ile hisse fiyatlarının artması, döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif yönlü bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Portföy dengesi yaklaşımına göre ise, iktisat ajanları mevcut portföylerini çeşitli varlıklarla çeşitlendirerek, ulusal ve yabancı finansal varlıkların arz-talep dengesi sağlanmaktadır. Ulusal hisse senetlerinde meydana gelen artış ulusal paraya olan talebi de arttırmaktadır. Bu durum da döviz kurunda aşağıya doğru bir baskı oluşturmaktadır. Bu yaklaşıma göre ise, döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Gelişmekte olan ülkeler döviz kuru politikalarına karşı duyarlı olan işletmelere sahip çıktıkları için döviz kurları ile hisse senedi fiyatları bu tür piyasaların gelişimini etkilemektedir (Berke, 2012: 244-245).

Enflasyon hedefleme stratejilerinin yaygınlaşması serbest kura dayalı uygulamaların artmasına, dolayısı ile döviz kuru ve finansal piyasaların daha volatil bir yapı sergilemelerine neden olmuştur. T.C. Merkez Bankası'nın 2006 yılından itibaren daha önce örtük olarak uyguladığı enflasyon hedefleme rejimini açık hale getirmesi döviz kurunun serbestlik özelliğini daha da artırmıştır. Esnek döviz kurunun olduğu bu dönemde, döviz kuru ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin incelemesi, piyasa dinamiklerinin belirlenmesi açısından oldukça önemlidir (Ceylan ve Şahin, 2015: 400).

1.1.Şehir Endeksleri

Ana üretim ve faaliyet merkezi aynı şehirde bulunan şirketlerin performanslarını izlemek amacıyla 2009 yılında şehir endeksleri hesaplanmaya başlanmıştır. BİST şehir endekslerinin hesaplanmaya başladığı tarih 16 Şubat 2009'dur. Payları BİST'te işlem gören minimum 5 işletmenin olduğu iller Adana (XSADA), Ankara (XSANK), İzmir (XSIZM), Kayseri (XSKAY), Kocaeli (XSKOC)'dir. Borsada payları işlem gören işletme sayısı 5'i bulan her şehir için bu endeks hesaplanacaktır (BİST, 2018).

Ayrıca adı geçen bu beş şehir endeksinin hangi tarihten itibaren hesaplanmaya başlandığı ve endekslerde hangi firmaların yer aldığı kısaca şöyle verilmiştir (KAP, 2018).

1.1.1.BİST Adana (XSADA)

BİST Adana endeksi 31.12.2008 tarihinden başlayarak hesaplanmıştır. Başlama değeri 28.864,07'dir. Bünyesinde 6 şirket faaliyet göstermektedir. Bu şirketler Adana Çimento Sanayi T.A.Ş., Adana Çimento Sanayi T.A.Ş., Adana Çimento Sanayi T.A.Ş., Bilici Yatırım Sanayi ve Ticaret A.Ş., BOSSA Ticaret ve Sanayi İşletmeleri T.A.Ş., SASA Polyester Sanayi A.Ş.

1.1.2.BİST Ankara (XSANK)

BİST Ankara endeksi 31.12.2008 tarihinden başlayarak hesaplanmıştır. Başlama değeri 28.864,07'dir. Bünyesinde Aselsan Elektronik Sanayi ve Ticaret A.Ş. ve Alcatel Lucent Teletaş Telekomünikasyon A.Ş. nin aralarında bulunduğu 17 şirket işlem görmektedir.

1.1.3.BİST İzmir (XSIZM)

BİST İzmir endeksi 31.12.2008'den başlayarak hesaplanmıştır. Başlama değeri 28.864,07'dir. Bünyesinde 27 şirket işlem görmekte olup, İzmir Demir Çelik Sanayi A.Ş., Tukaş Gıda Sanayi ve Ticaret A.Ş. ve Pınar Entegre Et ve Un Sanayi A.Ş. bu şirketlerden bazılarıdır.

1.1.4.BİST Kayseri (XSKAY)

BİST Kayseri endeksi 31.12.2008'den başlayarak hesaplanmıştır. Başlama değeri 28.864,07'dir. Bünyesinde 6 şirket işlem görmektedir. Bu şirketlerden bazıları Yataş Yatak ve Yorgan Sanayi ve Ticaret A.Ş., Formet Çelik Kapı Sanayi ve Ticaret A.Ş.'dir.

1.1.5.BİST Kocaeli (XSKOC)

BİST Kocaeli endeksi 31.12.2008'den başlayarak hesaplanmıştır. Başlama değeri 28.864,07'dir. Ford Otomotiv Sanayi A.Ş., Kent Gıda Maddeleri Sanayii ve Ticaret A.Ş., Aslan Çimento A.Ş. gibi şirketleri de bünyesinde bulunduran 19 şirket işlem görmektedir.

2.Literatür Taraması

Küreselleşmenin finansal piyasalar üzerindeki en önemli etkisi piyasalar arasındaki entegrasyonun artmasına neden olmasındır. Finansal teknoloji hizmetlerinin gelişmesi sermayenin ülkeler arasında çok hızlı ve düşük maliyet ile hareket etmesine imkan sağlamıştır. Yatırımcıların farklı piyasalardaki yatırım fırsatlarından faydalanma düşünceleri ve bir ülkede ortaya çıkan bir ekonomik, siyasi veya sosyolojik bir gelişmenin diğer ülkeleri de etkileyebileceği düşüncesi piyasalar arasındaki geçişkenliği artırmakta, herhangi bir piyasada ortaya çıkan şok diğer piyasaları da etkilemektedir. Bu nedenle yatırımcılar açısından piyasalar arasındaki etkileşimin büyüklüğü ve yönü yapılan yatırımdan beklenen faydanın sağlanabilmesi ve yatırımın devamlılığı için önemli bir konudur. Ulusal ve uluslararası finansal piyasalar arasındaki etkileşimi inceleyen çok sayıda çalışma olmakla birlikte elde edilen sonuç farklılıklar göstermektedir.

Aggarwal'ın (1981) çalışmasında, 1974-1978 yılları arasındaki döviz kuru fiyat değişimleri ve hisse senetleri fiyatlarındaki değişim arasındaki ilişki ele alınmış ve basit regresyon analizi yöntemi ile döviz kurunun hisse senedi getirileri üzerine etkisi test edilmiştir. Elde edilen sonuç ise döviz kuru ile hisse senedi getirileri arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığı yönündedir.

He ve Ng'nin (1998) çalışmasında, 1979-1993 yıllarını kapsayan ve Japonya'da faaliyet gösteren çok uluslu 171 farklı şirketin hisse senedi fiyatları ile döviz kurlarının aylık verileri arasındaki ilişki Granger (1969) nedensellik testi yöntemiyle test edilmiştir. Analiz sonucunda şirketlerin $\frac{1}{4}$ ' üne ait hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Belen ve Karamelikli (2015), çalışmalarında Türkiye'deki hisse senedi getirileri ile dolar kuru arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yapılan çalışmada kullanılan analiz ARDL eşbütünleşme yaklaşımıdır. Elde edilen sonuçlar neticesinde BİST100 endeksi ile dolar kuru arasında eşbütünleşme olduğu tespit edilmiştir.

Ceylan ve Şahin (2015), yaptıkları çalışmalarında döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında oluşan ilişki araştırmışlardır. Araştırma dönemi olarak 2006 Ocak-2015 Nisan ayı arasındaki veriler kullanılmıştır. Analiz aşamasında Johansen, ko-entegrasyon ve hata

düzeltilme modelleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar; döviz kuru ve hisse senedi fiyatları aynı düzeyde durağan ve ko-entegre, döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru olan ilişki güçlü iken hisse senedi fiyatlarından dolar kuruna doğru herhangi bir ilişki yoktur.

Çakır (2016), yaptığı çalışmada BİST'te işlem gören şehir endekslerinin 2009-2015 yılları arasını kapsayan dönemini; Sharpe, M^2 , T^2 , Sortino, Jensen, Fama, Treynor ve Değerleme oranlarını kullanarak incelemiştir. Yapılan analiz sonucunda, en düşük performansa İstanbul endeksi, en yüksek performansa ise Tekirdağ endeksinin sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kendirli ve Çankaya (2016), çalışmalarında dolar kuru ile BİST30 endeksinin günlük ve aylık kapanış değerlerinin arasındaki ilişkiyi Granger Nedensellik Analizi kullanarak test etmişlerdir. 2009 Ocak ayı ile 2014 Aralık ayı arasında kalan dönemi kapsayan veriler kullanılmıştır. Analiz sonucunda aylık kapanış değerleri baz alındığı zaman dolar kuru ile BİST30 endeksi arasında anlamlı bir ilişki olmadığı tespit edilirken, günlük kapanış değerleri baz alındığı zaman döviz kuru ile BİST30 arasında 0,5 ile 0,10 düzeylerinde anlamlılık tespit edilmiştir.

Boyacıoğlu ve Çürük (2016), yaptıkları çalışmada dolar kuru getirisi ile hisse senetleri getirisi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu amaçla BİST100 endeksinde işlem 2006-2014 yılları arasında imalat ve ticaret sektöründe faaliyet gösteren 42 işletme seçilmiştir. Analiz olarak panel veri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, dolar kurunda meydana gelen değişim ile hisse senedi getirisi arasında pozitif yönde anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Kılıç ve Dilber (2017), Türkiye'deki enflasyon ve döviz kurundaki volatilitenin BİST100 endeksi üzerine etkisini araştırmak için yaptıkları çalışmada, volatilité hesaplamalarında genel olarak kullanılan GARCH (1,1) modelini kullanmışlardır. Yapılan araştırmanın sonucunda döviz kurunun BİST100 endeksi volatilitesini düşürdüğü tespit edilirken, enflasyonun BİST100 volatilitesini arttırdığı gözlemlenmiştir.

Kuzu (2018), yaptığı çalışmada BİST100 endeksinin 2010-2017/3 dönemi için, ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri kullanılarak volatilité etkisini incelemiştir. İlgili modeller üzerinde volatilité etkisini en iyi gösteren modelin EGARCH ve TGARCH olduğu tespit edilmiştir.

Kula ve Baykut (2018), yaptıkları çalışmalarında BİST bünyesinde faaliyet gösteren şehir endekslerinin 2012-2017 arasındaki volatilité yapıları ARCH, GARCH, EGARCH, PARCH ve TGARCH modellerini kullanarak incelemişlerdir. İncelemeler sonucunda

30.06.2017 itibariyle söz konusu 12 şehir endeksinden volatilitenin en fazla olduğu endeks XSKOC, en az olduğu endeks ise XSKAY endeksidir. Ayrıca volatilitenin yoğunluğunun en fazla yaşandığı endeks XSANT, en az yaşandığı endeks ise XSKOC endeksidir.

Yapraklı, Bozma ve Akdağ (2018), yaptıkları çalışmada BİST Şehir Endekslerindeki volatilitenin yapısını incelemişlerdir. İncelemeler 2009-2017 arasındaki 10 şehir endeksini kapsamaktadır. Endekslerdeki değişimler neticesinde zaman zaman oynaklık kümelenmesi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Alacahan ve Akarsu (2019), yaptıkları çalışmada döviz kurunun BİST100 endeksi üzerinde etkisi olup olmadığını araştırmışlardır. Bu kapsamda 2014 Ocak-2018 Haziran ayları arasındaki dönem aylık veri olarak ele alınmıştır. Zaman serisi analizi kullanılan çalışma sonucunda döviz kuru ile BİST100 endeksi arasında anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Kayral (2020), çalışmasında Borsa İstanbul (BİST) Şehir Endeksinde yer alan BİST İstanbul, BİST Ankara ve BİST İzmir Şehir Endeksi ile Dolar ve Euro arasında 01.07.2009 – 01.07.2019 döneminde kısa ve uzun dönemli ilişkilerini incelemiştir. ARDL sınır testi kullanılarak yapılan çalışmanın sonucunda tüm modellerde Şehir Endeksleri ile döviz kurları arasında (BİST Ankara ile Euro ilişkisi hariç) eşbütünlük bir başka deyişle uzun dönemli ilişki olduğu görülmüştür. Kısa dönemde ise gecikmesiz değerlerde yalnızca İzmir Şehir Endeksi ile Euro arasında pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir.

3. Metodoloji

3.1. Araştırmanın Amacı, Yöntemi ve Veri Seti

Çalışmada, dolar kuru ile BİST'te işlem gören seçili şehir endeksleri arasındaki getiri ve volatilitenin yayılımının varlığının tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Bu kapsamda, değişkenlerin birbirlerinin geçmiş getiri ve şoklarından etkilenme durumu araştırılacak ve yatırımcılara yol gösterici nitelikte bilgi verilecektir.

Analizde kullanılan günlük dolar kuru ve şehir endeksine ait veriler (BİST, 2020). (Erişim Tarihi: 26.10.2018) veri tabanından alınmıştır. BİST Şehir Endeksinde yer alan şirketlerin listesine (KAP, 2020). (Erişim Tarihi: 26.10.2018). Kaynağından ulaşılmıştır. Ayrıca analiz RATS (Regression Analysis of Time Series) programı kullanılarak hesaplanmıştır. Yapılan çalışmada, dolar kuru ile BİST Şehir Endeksleri arasında getiri ve volatilitenin yayılımını çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ile incelenmiştir.

Nelson (1991) tarafından geliştirilen tek değişkenli EGARCH modelini çok değişkenli bir forma genişleterek literatüre katkıda

bulunan bu model, piyasa etkileşimlerini tek adımda tahmin etme ve piyasadaki değişikliklerin dalgalanmayı asimetrik olarak etkilediği hipotezini de test etme imkanı sunmaktadır. VAR-EGARCH modeli, VAR modeli sonucunda elde edilen ortalama denklemi ile endeksler arasındaki getiri yayılımını, EGARCH modelinden elde edilen varyans denklemi ile de endeksler arasındaki volatilité yayılımını tahmin etme olanağı sunmaktadır. Ayrıca, VAR-EGARCH modeli endekslerde meydana gelen olumlu veya olumsuz bir şokun volatilité üzerindeki kaldıraç etkisini tahmin etme olanağı sağlamaktadır (Koutmos, 1996: 976-977).

Analizde; ortalama denklemi geçmiş getirileri, varyans denklemi de volatilité yayılımının varlığını tespit etmek için kullanılmaktadır. EGARCH terimi (δ_i), her endeksin geçmiş şoklarının volatilité üzerindeki asimetri (kaldıraç) etkisini; γ_i terimi de meydana gelen bir şokun kalıcılığını göstermektedir. Kurulan modelin daha sağlıklı sonuçlar verme açısından otokorelasyon ve değişen varyans sorunu bulundurmaması önemlidir.

Bu nedenle bu çalışmada modellerin doğruluğunu sınamak için LB-Q ve ARCH-LM testi yapılmıştır. Yapılan LB-Q testi istatistiğine göre modelden sağlanan hata terimlerinin arasında otokorelasyonun varlığı sınanmaktadır. Olasılık değerinin 0,05 anlamlılık seviyesinden küçük çıkması halinde hata terimleri arasında otokorelasyonun varlığı tespit edilmiştir. Olasılık değerinin 0,05 anlamlılık düzeyinden yüksek çıkması halinde ise otokorelasyon sorunun olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Analizde yararlanılan diğer bir test ise; hata terimlerinin arasındaki varyans sorununu tespit etmek için amacıyla yapılan ARCH-LM test istatistiğidir. Değişen varyansın varlığı olasılık değerleri, 0,05 seviyesinden küçükse hata terimlerindeki varyansın stabil olmadığı değişen varyans sorununa, olasılık değerinin 0,05 seviyesinden yüksek çıkması durumunda ise değişen varyans sorunu olmadığı sonucuna varılacaktır.

3.2.Araştırmada Kullanılan Ekonometrik Model

Bu çalışmanın analiz kısmında kullanılan VAR EGARCH modeli bir zaman serisi modeli olup anlamlı ve güvenilir bir tahminleme yapabilmek için serilerde durağanlık aranmaktadır. (Yavuz, 2004: 240). Zaman serilerinde durağanlık Artırılmış Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron gibi birim kök testleri kullanılarak yapılabilmektedir (Akdi, 2010: 2-3). Bunun yanında modelimizi anlatmadan önce modelin gelişim süreci içinde tanıtımına bakarsak modelin işleyişinin daha iyi anlaşılacağı umulmaktadır. Öncelikli

olarak VAR-EGARCH modeli bir koşullu değişen varyans olmakla birlikte koşullu değişen varyans modelleri, finansal varlıklardaki oynaklığın tahmin edilmesi ve modellenmesinde çok kullanılan yöntemlerdendir. Bu modellemeler gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan piyasalarda dikkat çeken bir konu olmuştur (Çağlayan ve Dayıoğlu, 2009: 2).

3.2.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

Zaman serisinde meydana gelen değişen varyans sorunu istatistiksel açıdan dinamik ve anlamlı şekilde parametrik tahminde bulunmayı engellemektedir. Bu sorunu yok etmeyi hedef olarak belirleyen, giderek varyansın ve kovaryansın değişmesine imkân sağlayan modeller bulunmuştur. Bu modellerden ilki, Engle tarafından 1982’de atılmıştır. Birtakım makroekonomik değişkenlerin üzerinde yoğunlaşmış, değişkenlerde tespit edilen hataların toplu olarak var olduğunu ve bu hataların geçen dönemde oluşan hataların oranıyla alakalı olduğu sonucuna ulaşarak, hata terimlerinin varyanslarının önceki dönemlerde oluşan sonuçlarının karelerini alıp açıklayan (ARCH) modelini sunmuştur (Songül, 2010: 4-5).

Bir ARCH yapısı (Engle, 1982: 988):

$$y_t = \epsilon_t h_t^{1/2}$$

(1)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2$$

(2)

Normallik varsayımı altında; ψ_t , t anında ki veri setini göstermek üzere,

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

(3)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2$$

(4)

Varyans fonksiyonu aşağıdaki denklemle ifade edilebilir:

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

(5)

h_t ile gösterilen terim koşullu varyansı, ϵ_t en küçük karelerin artıklarını, p ARCH sürecinin derecesini ve α bilinmeyen parametreler vektörünü ifade etmektedir.

3.2.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

Bollerslev, esnek bir yapı ve daha fazla geçmiş bilgisine sahip ARCH modelini genişleterek, GARCH modelini ortaya koymuştur.

Bollerslev, bu modelde t kadar dönemdeki koşullu varyansın sadece hata terimlerinin geçmişteki değerleriyle değil, geçmişteki koşullu varyansları ile de ilişkili olduğunu belirtmektedir (Çabuk vd., 2011: 4).

ε_t gerçek değerli ve ayrık zamanlı bir stokastik süreci, ψ_t ise tüm veri setini ifade etmek üzere, GARCH (p,q) modeli 7 numaralı denklemle gösterilmiştir (Bollerslev, 1986: 308-309):

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

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

3.2.3. Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli

Koşullu varyansın pozitif olma zorunluluğunu sağlamak amacıyla, Nelson (1991) tarafından koşullu varyansın tanımlanmasında yeni bir matematiksel fonksiyon kullanılmıştır. ARMA(p,q) modellerinin sınırlandırılmış hali olan ve oynaklık (volatilité) üzerindeki şokların etkisini asimetrik olarak göstermek amacıyla elde edilen bu yeni model Üssel GARCH (EGARCH: Exponential GARCH) olarak adlandırılmıştır (Çabuk vd., 2011: 7). Bu modelin en büyük avantajı, koşullu varyansın doğal logaritması hata gecikmelerinin büyüklüğü ve işaretinin fonksiyonu olarak gösterildiği için varyansın pozitif olması için parametreler üzerindeki kısıtlamaları kaldırmasıdır. Bu durum modelin, varlık getirisinin pozitif ve negatif gecikmeli değerleri için asimetrik olarak cevap vermesini sağlamaktadır (İşçioğlu ve Gülay, 2018: 156).

EGARCH modeli için kurulan denklem aşağıda gösterilmiştir (Mazıbaş, 2005: 7):

$$\begin{aligned} \log(\sigma_t^2) &= \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \\ &+ a \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right. \\ &\left. - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \end{aligned} \quad (8)$$

Modelde asimetri katsayısı olan γ sıfırdan farklı bir değer alması halinde ($\gamma \neq 0$) koşullu varyans üzerinde finansal kaldıraç etkisinden söz edilebilir. $\gamma_i > 0$ ve istatistiki olarak anlamlı ise geçmişte meydana gelen pozitif şokların negatif şoklara göre volatilitiyi daha fazla artırdığı, $\gamma_i < 0$ ve istatistiki olarak anlamlı ise negatif şokların pozitif şoklara göre volatilitiyi daha fazla artırdığını söylemek mümkündür. Bununla birlikte yatırımcı psikolojisi doğası gereği negatif şokların volatilitiyi daha fazla artırdığı yönünde genel bir beklenti mevcuttur (Ural, 2010: 93; Wang, 2009: 69).

3.2.4. Çok Değişkenli VAR-EGARCH Modeli

Nelson (1991) tarafından ortaya atılan EGARCH modeli Koutmos ve Booth (1995) tarafından çok değişkenli EGARCH modeli olarak genişletilmiştir. Koutmos (1996) bu modeli de genişleterek çok değişkenli VAR-EGARCH modelini ortaya atmıştır (Demirgil ve Gök, 2014: 327). Çok değişkenli VAR-EGARCH modeli aşağıdaki sıralı denklemlerle gösterilmiştir (Koutmos, 1996: 977-978):

$$\begin{aligned}
 R_{i,t} &= \beta_{i,0} \\
 &+ \sum_{j=1}^n \beta_{i,j} R_{j,t-1} \\
 &+ \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{9}$$

$R_{i,t}$: i piyasasının t anındaki yüzde getirisi

$\sigma_{i,t}^2$: Koşullu varyans

Eşitlikte, her pazardaki şartlı ortalama, geçmişteki kendi getirilerinin yanında pazarlar arası geçmiş getirilerinin bir fonksiyonudur ve her bir pazarın bir vektör otoregresyonu (VAR) olarak getirilerini açıklamaktadır. Öncül/Ardıl ilişkilere $i \neq j$ için $\beta_{i,j}$ katsayıları ile varılmaktadır. $\beta_{i,j}$ katsayısı i piyasasının j piyasasına neden olduğunu veya j piyasasındaki var olan getirilerin ve i piyasasındaki gelecekteki getirilerin tahmin edilmesi için kullanılabileceğini ifade etmektedir.

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

Denklem 10'da ise, $i \neq j$ eşitliğinde; $\alpha_{i,j}$, i ve j piyasalarının arasında oluşan volatilitiyi göstermektedir. İstatistiksel olarak anlamlı ve negatif olmayan $\alpha_{i,j}$ ile negatif δ_j , j piyasasında gerçekleşen negatif şoklar ile i piyasasında oluşan volatiliti üzerinde pozitif şoklara kıyasla

nispeten daha etkili, bununla birlikte, gerçekleşen volatilitte yayılımının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.

Ayrıca, volatilitenin kalıcılığı denklem 10'daki γ_i teriminden anlaşılmaktadır. Eğer $\gamma_i < 1$ ise, koşulsuz varyansın sonlu olduğu görülecektir. $\gamma_i = 1$ olması halinde, koşulsuz varyansa rastlanmayıp, koşullu varyansa birinci dereceden bağlı olarak devam edecektir.

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

Diğer bir yandan denklem 10'da;

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

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

δ_j terimi değişkenin geçmişte oluşan şokların volatiliteleri üzerlerinde asimetrik etki ölçmektedir. Böylelikle, denklemde yer alan tüm değişkenlerin her birinin geçmişteki şoklarının diğer değişkenlerin şokları arasında asimetrik olarak etki etmesine imkân vermektedir. $(|z_{j,t-1}| - E|z_{j,t-1}|)$ ise etkileşimin büyüklüğünü göstermek üzere; $\alpha_{i,j}$ 'nin pozitif varsayıldığında, $z_{j,t-1}$ 'nin büyüklüğünün beklenen değerinin $E|z_{j,t-1}|$ 'den büyük (küçük) olması halinde, $z_{j,t-1}$ 'in koşullu varyansının $(\sigma_{i,t}^2)$ üzerinde gerçekleştirdiği etki pozitif (negatif) olmaktadır. $\delta_j z_{j,t-1}$ ise, fonksiyonda ki işaretin etkisini ifade etmektedir. Denklemdeki Katsayı ve şokun işaretine göre işaret etkisi güçlenmekte ya da büyüklüğünün etkisini dengeleyebilmektedir.

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

Piyasa getirileri arasındaki eş zamanlı ilişki 12 nolu denklemde ifade edildiği üzere koşullu varyans belirtimi ile gösterilmektedir. Modelin tahminini kolaylaştıran bu belirtim, i ve j değişkenleri arasında oluşan korelasyonunun sabit olduğu veya kovaryansının standart sapma ile orantılı bir şekilde hareket ettiğini ifade etmektedir.

Model için Log olabilirlik fonksiyonu ise aşağıda verilen denklem ile gösterilmektedir.

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

Denklem 13, te; N terimi çalışmada incelenen her değişken için denklem sayısını göstermektedir. T ile gözlem sayısı, θ tahmin edilen parametre vektörünü, $\varepsilon_t' = [\varepsilon_{1,t} \varepsilon_{2,t} \dots \varepsilon_{i,t}]$ t anındaki şokların $1 \times i$

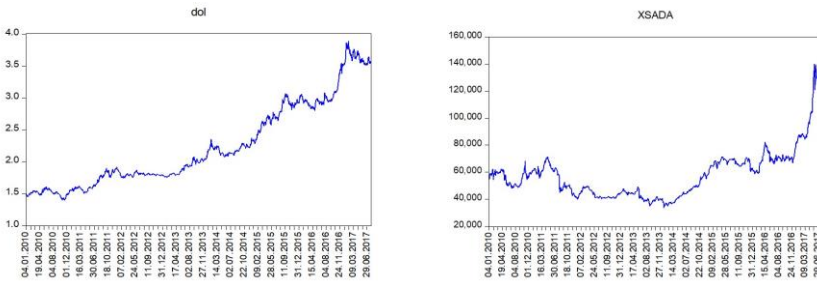
vektörünü, S_t ise $i = 1, 2, \dots, n$ için köşegen elemanlar ile $i, j = 1, 2, \dots, n$ ve $i \neq j$ için çapraz köşegen elemanları veren $i \times i$ zamanla değişen koşullu varyans-kovaryans matrisini göstermektedir.

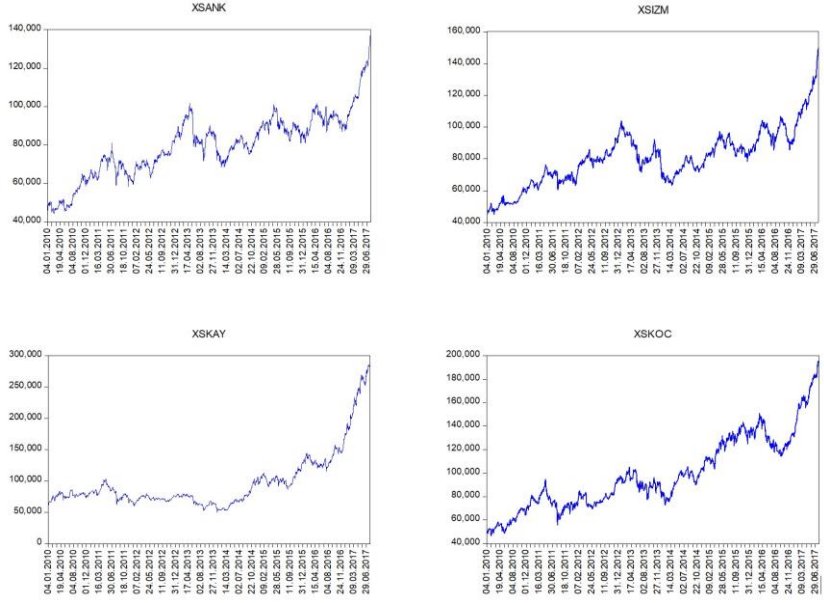
3.4.Araştırmanın Bulguları

Araştırma kapsamında 5 şehir endeksinin her biri 2010-2017 yılları itibariyle VAR-EGARCH modeli kullanılarak ölçülmüştür. Elde edilen veri seti finansal bir zaman serisi olduğu için, ilk önce fiyat serisi ile logaritmik getiri serilerinin durağanlık yapıları belirlenmelidir. Durağan olmayan zaman serileri kullanılarak yapılan analizler bize gerçek olmayan sonuçlar verebilmektedir. Bu durum da tahmin sonuçlarının güvenilirliğini etkilemesi açısından durağanlık şartının sağlanması gerekmektedir.

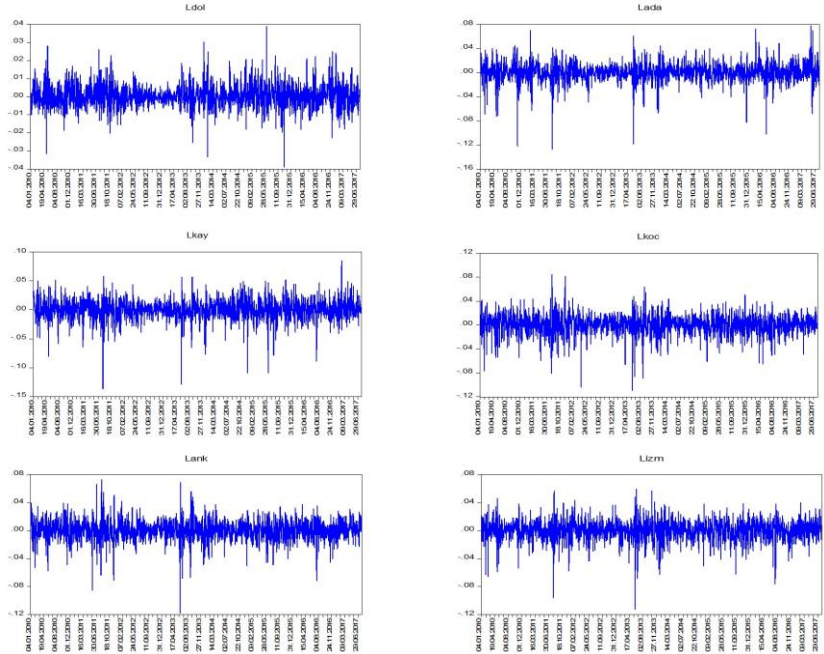
Bu çalışmada elde edilen verilerin düzeyde I (0) seviyesinde durağanlaşmadığı görülmüştür. Bu bağlamda bir alındıktan sonra I (1) seviyesinde durağanlaştığı tespit edilmiştir. Fiyat ve getiri serilerinin durağanlık durumunu tespit etmek için ADF ve PP birim kök testi uygulanmıştır. Getiri serilerinde yapılan birim kök testlerinde, her durumda da negatif ve büyük sonuçlar elde edilmiştir. Getiri serilerinin tamamı göz önünde bulundurularak, ADF ve PP testleri sabitli ve %1 anlamlılık seviyesinde mutlak değer olarak kritik değerlerden fazla çıktığı için getiri serilerinin durağan olduğu tespit edilmiştir. Değişkenlerin tamamı fiyat serisindeki değerlerde birim köke sahip iken getiri serisi değerlerinde ise durağanlaştığı görülmüş olup ayrıca değişkenlere fiyat ve getiri serileri Şekil.1 ve Şekil. 2'de sunulmuştur. Fiyat serilerinde endeks değişkenleri (x) ile başlatılarak isimlendirilmiştir. Getiri serileri ise (L) kullanılmıştır.

Şekil.1. Değişkenlere ait fiyat serisi grafikleri





Şekil.2. Değişkenlere ait getiri serisi grafikleri



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

		Fiyat Serisi		Getiri Serisi	
		ADF	PP	ADF	PP
DOLAR	S	0,606377	0,636666	-41,63876*	-41,67192*
	S/T	-1,909790	-1,915436	-41,64236*	-41,67350*
XSADA	S	-1,677669	-1,676507	-27,60045*	-38,99554*
	S/T	-1,013037	-0,982165	-27,64926*	-38,99551*
XSANK	S	-2,365275	-2,417938	-37,60340*	-37,59535*
	S/T	-2,789045	-2,870871	-37,59501*	-37,58698*
XSİZM	S	-2,167955	-2,157805	-27,03122*	-38,92233*
	S/T	-2,485968	-2,511166	-27,02404*	-38,91225*
XSKAY	S	-0,360834	-0,226914	-37,34487*	-37,26531*
	S/T	-0,357443	-0,210741	-37,36370*	-37,26863*
XSKOC	S	-3,641635	-3,341001	-20,40282*	-37,31563*
	S/T	-3,697539	-3,386465	-20,39769*	-37,30468*
				Sabitli	Sabitli- rendli
	MacKinnon		%1	-3,432309	-3,961056
	p-değeri		%5	-2,862291	-3,411283
			%10	-2,567214	-3,127481

Kritik Değerler: * %1, ** %5, *** %10; S: Sabitli, S/T: Sabitli Trendli

Yukarıdaki değişkenlerin tamamını kapsayan çok değişkenli VAR-EGARCH modeli sonuçları, yapılan çalışmanın daha anlaşılır olması açısından, incelenen dolar kuru ve BİST şehir endekslerindeki değişkenler ayrı ayrı tablo haline getirilerek sunulmuştur.

Tablo 2: Dolar için VAR (1)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

<i>Ortalama Denklemi</i>				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
R_{Sabit}	0.04896	0.01118	4.37824	0.00001
$R_{Dol, Dol}$	-0.16195	0.01512	-10.70.634	0.00000
$R_{Dol, XSAda}$	-0.03198	0.00566	-5.64429	0.00000
$R_{Dol, XSAnk}$	-0.04969	0.00630	-7.87718	0.00000
$R_{Dol, XSİzm}$	-0.00475	0.00644	-0.73784	0.46061
$R_{Dol, XSKay}$	-0.03457	0.00488	-7.07844	0.00000

$R_{Dol, XSKoc}$	-0.01750	0.00562	-3.11053	0.00186
------------------	----------	---------	----------	---------

Varyans Denklemi

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
α_{Sabit}	-0.36096	0.02635	-13.69780	0.00000
$\alpha_{Dol, Dol}$	0.14191	0.01373	10.33106	0.00000
$\alpha_{Dol, XSAda}$	0.10051	0.01469	6.84148	0.00000
$\alpha_{Dol, XSAnk}$	0.01775	0.01422	1.24801	0.21202
$\alpha_{Dol, XSİzm}$	0.02617	0.01149	2.27755	0.02275
$\alpha_{Dol, XS Kay}$	0.06115	0.01270	4.81384	0.00000
$\alpha_{Dol, XSKoc}$	0.01135	0.00553	2.05208	0.04016
δ_1	0.44792	0.06515	6.87424	0.00000
γ_1	0.86756	0.01047	82.81642	0.00000
			Q-İstatistiği	Anlamlılık
Tanı Testleri		LB-Q (12)	10.778	0.54801
		ARCH-LM (12)	15.45689	0.21739

Dolar için VAR (1)-EGARCH analizi sonuçlarına göre; dolar kuru kendi gecikmeli getirileri ve Adana, Ankara, Kayseri ve Kocaeli endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilenmiştir. Varyans denklemi sonuçlarına göre; dolar kuru kendi geçmiş şokları ile Adana, İzmir, Kayseri ve Kocaeli şehir endekslerinin geçmiş şoklarından etkilenmektedir. Kalıcılık pozitif yönlüdür ve γ kalıcılık parametresine göre dolar kurunda meydana gelen bir şokun etkisinin uzun süre devam ettiği tespit edilmiştir.

Tablo 3: Adana Endeksi için VAR (1)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Ortalama Denklemi

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
R_{Sabit}	0.01758	0.02388	0.73652	0.46141
$R_{XSADA, DOL}$	0.13714	0.03804	3.60460	0.00031
$R_{XSADA, XSADA}$	-0.02811	0.01285	-2.18791	0.02867

$R_{XSADA, XSANK}$	0.06140	0.01561	3.93094	0.00008
$R_{XSADA, XSIZM}$	0.04371	0.01506	2.90286	0.00369
$R_{XSADA, XSKAY}$	0.04045	0.01388	2.91336	0.00357
$R_{XSADA, XSKOC}$	0.06858	0.01413	4.85297	0.00000
Varyans Denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
α_{Sabit}	-0.06718	0.01295	-5.18509	0.00000
$\alpha_{XSADA, DOL}$	-0.05799	0.01169	-4.95837	0.00000
$\alpha_{XSADA, XSADA}$	0.26743	0.00856	31.22742	0.00000
$\alpha_{XSADA, XSANK}$	-0.04159	0.00809	-5.13901	0.00000
$\alpha_{XSADA, XSIZM}$	-0.05405	0.00784	-6.88805	0.00000
$\alpha_{XSADA, XSKAY}$	-0.11950	0.00942	-12.67290	0.00000
$\alpha_{XSADA, XSKOC}$	0.03918	0.00553	7.07496	0.00000
δ_2	0.25666	0.06007	4.27264	0.00001
γ_2	0.94714	0.00721	131.22892	0.00000
			Q-İstatistiği	Anlamlılık
Tanı Testleri	LB-Q (12)		17.187	0.14269
	ARCH-LM (12)		11.04115	0.52539

Adana için VAR (1) EGARCH analizi sonuçlarına göre; Adana şehir endeksi dolar kuru, kendi gecikmeli getirileri ve Ankara, İzmir Kayseri, Kocaeli şehir endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilenmektedir. Adana şehir endeksi dolar değişkeni ve kendi gecikmeli şokları dahil; Ankara, İstanbul, İzmir, Kayseri ve Kocaeli şehir endekslerinin gecikmeli şoklarından etkilendiği görülmektedir. Söz konusu endekslerin Adana endeksi üzerine anlamlı bir volatilité yayılımının bulunduğunu göstermektedir. Pozitif yönlü kalıcılık mevcuttur ve (γ) kalıcılık parametresine göre Adana endeksinde meydana gelen bir şokun etkisinin uzun süre devam ettiği tespit edilmiştir.

Tablo 4: Ankara Endeksi için VAR (1)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Ortalama Denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
R_{Sabit}	-0.00014	0.01879	-0.00761	0.99392

$R_{XSANK, DOL}$	0.11069	0.02506	4.41566	0.00001
$R_{XSANK, XSADA}$	0.00789	0.00929	0.84909	0.39583
$R_{XSANK, XSANK}$	0.03845	0.01145	3.35798	0.00078
$R_{XSANK, XSIZM}$	0.02931	0.01070	2.73805	0.00618
$R_{XSANK, XSKAY}$	0.02642	0.00932	2.83423	0.00459
$R_{XSANK, XSKOC}$	0.07803	0.00991	7.87002	0.00000

Varyans Denklemi

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
α_{Sabit}	-0.02193	0.00747	-2.93226	0.00336
$\alpha_{XSANK, DOL}$	-0.02946	0.00781	-3.76829	0.00016
$\alpha_{XSANK, XSADA}$	0.06577	0.00618	10.62922	0.00000
$\alpha_{XSANK, XSANK}$	0.03128	0.00613	5.09932	0.00000
$\alpha_{XSANK, XSIZM}$	-0.06433	0.00931	-6.90970	0.00000
$\alpha_{XSANK, XSKAY}$	0.01816	0.00762	2.38304	0.01717
$\alpha_{XSANK, XSKOC}$	0.05162	0.00539	9.56925	0.00000
δ_3	-0.06533	0.10479	-0.62344	0.53299
γ_3	0.93498	0.00856	109.1741	0.00000
			Q-İstatistiği	Anlamlılık
Tamı Testleri	LB-Q (12)		9.889	0.62567
	ARCH-LM (12)		11.58615	0.47946

Ankara için VAR (1) EGARCH analizi sonuçlarına göre; Ankara şehir endeksinin kendi gecikmeli getirileri ile dolar değişkeni ve İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli şehir endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilendiği görülmektedir. Model ile elde edilen varyans denkleminin sonuçlarına göre; Ankara endeksinin kendi geçmiş şokları ve dolar değişkeni ile Adana, İzmir, Kayseri ve Kocaeli şehir endekslerinin geçmiş şoklarından etkilendiği görülmektedir. Ankara şehir endeksi üzerindeki en büyük etkinin ise 0.03128 ile kendi geçmiş şokları ve dolar değişkeni ile Adana, İzmir ve Kocaeli şehir endekslerinden kaynaklandığı tespit edilmiştir. Bu durum dolar

deđiřkeni ile Ankara, Adana, İzmir, Kocaeli Őehir endekslerinde ortaya ıkan bir Őokun bir gn sonra Adana endeksinin volatilitesi zerinde nemli bir etkisinin olduđunu ispatlar niteliktedir. Őz konusu endekslerin Ankara endeksi zerine anlamlı bir volatilitate yayılımının bulunduđunu gstermektedir. (γ) kalıcılık parametresine gre Ankara endeksinde meydana gelen bir Őokun etkisinin uzun srdđ grlmektedir.

Tablo 5: İzmir Endeksi iin VAR(1)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuları

<i>Ortalama Denklemi</i>				
Deđiřken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiđi	Anlamlılık
R_{Sabit}	0.01704	0.02034	0.83797	0.40204
$R_{XSİZM, DOL}$	0.20217	0.03216	6.28610	0.00000
$R_{XSİZM, XSADA}$	-0.01868	0.01266	-1.47569	0.14002
$R_{XSİZM, XSANK}$	0.10241	0.01359	7.53429	0.00000
$R_{XSİZM, XSİZM}$	0.03334	0.01359	2.45222	0.01419
$R_{XSİZM, XSKAY}$	-0.00494	0.01181	-0.41825	0.67576
$R_{XSİZM, XSKOC}$	0.05727	0.01173	4.87935	0.00000
<i>Varyans Denklemi</i>				
Deđiřken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiđi	Anlamlılık
α_{Sabit}	0.05467	0.01080	5.06019	0.00000
$\alpha_{XSİZM, DOL}$	-0.08755	0.01097	-7.97873	0.00000
$\alpha_{XSİZM, XSADA}$	0.06514	0.01134	5.74096	0.00000
$\alpha_{XSİZM, XSANK}$	-0.03205	0.00977	-3.27847	0.00104
$\alpha_{XSİZM, XSİZM}$	0.01108	0.01130	0.98085	0.32666
$\alpha_{XSİZM, XSKAY}$	-0.04569	0.01193	-3.82695	0.00012
$\alpha_{XSİZM, XSKOC}$	0.01645	0.00388	4.23274	0.00002
δ_4	-0.15489	0.11811	-1.31133	0.18974
γ_4	0.91777	0.01105	83.03877	0.00000
			Q-İstatistiđi	Anlamlılık
Tam Testleri	LB-Q (12)		25.456	0.01280
	ARCH-LM (12)		12.28806	0.42283

İzmir şehir endeksi fiyat verilerinin dolar değişkeni ile kendi gecikmeli getirileri ve Ankara, Kocaeli şehir endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilendiği görülmektedir. İzmir şehir endeksinin dolar değişkeninin geçmiş şokları ile Adana, Ankara, Kayseri ve Kocaeli şehir endekslerinin geçmiş şoklarından etkilendiği tespit edilmiştir. İzmir şehir endeksi üzerinde en büyük etki ise, 0,06514 ile Adana şehir endeksinden kaynaklanmaktadır. Bu durum İzmir şehir endeksi ile Adana, Ankara, Kayseri ve Kocaeli şehir endekslerinde ve dolar değişkeninde ortaya çıkan bir şokun bir gün sonra İzmir şehir endeksinin volatilitesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğunu göstermektedir. (γ) kalıcılık parametresine göre İzmir endeksinde meydana gelen bir şokun etkisinin uzun süre devam ettiği tespit edilmiştir.

Tablo 6: Kayseri Endeksi için VAR (1)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

<i>Ortalama Denklemi</i>				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
R_{Sabit}	0.01173	0.02886	0.40645	0.68441
$R_{XSKAY, DOL}$	0.19134	0.04277	4.47343	0.00000
$R_{XSKAY, XSADA}$	0.00566	0.01678	0.33739	0.73581
$R_{XSKAY, XSANK}$	0.04447	0.02011	2.21118	0.02702
$R_{XSKAY, XSIZM}$	0.04853	0.01870	2.59473	0.00946
$R_{XSKAY, XSKAY}$	0.09342	0.01501	6.22362	0.00000
$R_{XSKAY, XSKOC}$	0.08222	0.01595	5.15248	0.00000
<i>Varyans Denklemi</i>				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
α_{Sabit}	0.14447	0.02023	7.13821	0.00000
$\alpha_{XSKAY, DOL}$	0.02471	0.01230	2.00862	0.04457
$\alpha_{XSKAY, XSADA}$	0.10872	0.01409	7.71483	0.00000
$\alpha_{XSKAY, XSANK}$	-0.02756	0.01393	-1.97836	0.04788
$\alpha_{XSKAY, XSIZM}$	-0.03915	0.01119	-3.49698	0.00047

$\alpha_{XSKAY, XSKAY}$	0.06370	0.01345	4.73308	0.00000
$\alpha_{XSKAY, XSKOC}$	0.03745	0.00646	5.79684	0.00000
δ_5	-0.28136	0.09090	-3.09511	0.00196
γ_5	0.76139	0.01718	44.31504	0.00000
			Q-İstatistiği	Anlamlılık
Tanı Testleri	LB-Q (12)		17.081	0.14658
	ARCH-LM (12)		11.12496	0.51824

Kayseri için VAR (1)-EGARCH sonuçlarına göre; Kayseri şehir endeksi dolar değişkeni ile kendi gecikmeli getirirleri ve Ankara, İzmir, Kocaeli şehir endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilenmiştir. Söz konusu olan bu durum Kayseri şehir endeksine yatırım yapacak olanlar için karar alma sırasında yardımcı olacaktır. Volatilité yayılımını gösteren koşullu varyans denklemi sonuçlarına göre; Kayseri şehir endeksinin dolar değişkeninin gecikmeli şokları ve kendi gecikmeli şokları ile Adana, Ankara, İzmir, İstanbul, Kocaeli şehir endekslerinin gecikmeli şoklarından etkilendiği tespit edilmiştir. Kayseri şehir endeksi üzerinde en büyük etki ise 0,06370 ile kendi gecikmeli şoklarından kaynaklanmaktadır. Bu durum söz konusu şehir endekslerinden ve dolar değişkeninden Kayseri şehir endeksi üzerine anlamlı bir volatilité yayılımının olduğunu göstermektedir. Kalıcılık pozitif yönlü ve anlamlıdır. (γ) kalıcılık parametresine göre ise Kayseri endeksinde meydana gelen bir şokun etkisinin uzun süre devam ettiği tespit edilmiştir.

Tablo 7: Kocaeli Endeksi için VAR(1)-EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

<i>Ortalama Denklemi</i>				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
R_{Sabit}	0.03981	0.01865	2.13471	0.03278
$R_{XSKOC, DOL}$	0.16762	0.03871	4.32989	0.00001
$R_{XSKOC, XSADA}$	0.01285	0.01471	0.87337	0.38246
$R_{XSKOC, XSANK}$	0.09788	0.01795	5.45172	0.00000
$R_{XSKOC, XSIZM}$	-0.00381	0.01571	-0.24251	0.80838

$R_{XSKOC., XSKAY}$	-0.00031	0.01341	-0.02374	0.98106
$R_{XSKOC., XSKOC}$	0.08813	0.01368	6.44000	0.00000
Varyans Denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Anlamlılık
α_{Sabit}	0.02772	0.00042	64.87917	0.00000
$\alpha_{XSKOC., DOL}$	-0.06130	0.00459	-13.33875	0.00000
$\alpha_{XSKOC., XSADA}$	0.06311	0.00073	86.03765	0.00000
$\alpha_{XSKOC., XSANK}$	0.03434	0.00225	15.23393	0.00000
$\alpha_{XSKOC., XSIZM}$	-0.03480	0.00431	-8.06980	0.00000
$\alpha_{XSKOC., XSKAY}$	-0.00276	0.00490	-0.56362	0.57301
$\alpha_{XSKOC., XSKOC}$	-0.01392	0.00077	-18.07449	0.00000
δ_6	-1.96075	0.30572	-6.41342	0.00000
γ_6	0.98809	0.00011	8892.29770	0.00000
			Q-İstatistiği	Anlamlılık
Tanı Testleri	LB-Q (12)		18.090	0.11297
	ARCH-LM (12)		9.05921	0.69786

Kocaeli şehir endeksi dolar değişkeni ile kendi gecikmeli getirileri, Ankara ve İstanbul şehir endekslerinin gecikmeli getirilerinden etkilenmiştir. Söz konusu olan bu durum Kocaeli şehir endeksine yatırım yapacak olanlar için karar alma aşamasında yol gösterecektir. Koşullu varyans denkleminde elde edilen bulgular neticesinde; Kocaeli şehir endeksinin kendi geçmiş şokları ile dolar değişkeni ve Adana, Ankara, İstanbul, İzmir, Kayseri şehir endekslerinin geçmiş şoklarından etkilendiği tespit edilmiştir. Kalıcılık pozitif yönlüdür ve (γ) kalıcılık parametresine göre Kocaeli endeksinde meydana gelen bir şokun etkisinin uzun süre devam ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç

Döviz piyasaları ile hisse senedi piyasaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiyi varlığı sınındığı bu çalışmada 04.01.2010 – 27.02.2017 dönemleri arasında günlük dolar kuru ile BİST’de yer alan şehir endeksleri arasındaki getiri ve volatilité yayılımı araştırılmıştır.

Çok değişkenli VAR-EGARCH modeli kullanılarak yapılan analiz sonuçlarının her biri ayrı ayrı tablolarda gösterilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara bakıldığında dolar kurunun BİST şehir endekslerinin üzerinde anlamlı bir getiri-volatilite etkisinin olduğunu, bu yönüyle, Boyacıoğlu ve Çürük, (2016)'da yapılan çalışmayla benzerlik göstermektedir.

Kurulan modelde ortalama ve varyans denkleminde elde edilen sonuçlar aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

	GETİRİ			
Adana	-	↔	+	DOLAR
Ankara	-	↔	+	
İzmir		→	+	
Kayseri	+	↔	-	
Kocaeli	-	↔	+	

Buradan dolar kurunun getiri yayılımı açısından İzmir dışında diğer şehir endeksleri ile çift yönlü bir yayılım içerisinde olduğu bulgusu elde edilmiştir. Diğer bir yandan bu getiri yayılımı Adana ve Ankara endeksleri ile iki taraflı olduğu gözlemlenmiştir. Volatilite yayılımı açısından ise yine Adana şehir endeksi başta olmak üzere güçlü ve anlamlı bir şok yayılımı olduğu saptanmıştır.

Çalışmanın sonucundan dolar kurundaki ortaya çıkan bir hareketliliğin şehir endekslerinin fiyatları üzerinde önemli bir değişime neden olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu sonuç genel olarak literatür ile uygun sonuçlar vermektedir. Son olarak bu konu ile ilgili yapılacak başka çalışmalara ışık tutması açısından şehir endeksleri üzerinde Türkiye'de kullanılan diğer döviz kurlarındaki değişimlerinin de denkleme dahil olduğu çalışmalar yapılması bu konuya daha geniş bir perspektif ve daha güçlü bulgular katması açısından önemli görülmektedir.

Kaynakça

- Aggarwal, R. (1981). Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates. *Akron Business and Economic Review*, 12(2), 7-12.
- Akar, C. (2007). Volatilite Modellerinin Öngörü Performansları: ARCH, GARCH ve SWARCH Karşılaştırması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 8(2), 201-217.
- Akdi, Y. (2010). *Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon)*. Ankara: Gazi Kitap Evi.

- Alacahan, N. D. ve Akarsu, Y. (2019). Döviz Kuru Riskinin Borsa İstanbul 100 Endeksi Üzerindeki Etkisi Zaman Serisi Analizi: Türkiye Örneği. *Journal of Life Economics*, 6(2), 133-150.
- Belen, M. ve Karamelikli, H. (2016). Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 45(1), 34-42.
- Berke, B. (2012). Döviz Kuru ve İMKB 100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test. *Maliye Dergisi*, 163, 243-257.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, (31), 307-327.
- Boyacıoğlu, M. ve Çürük, D. (2016). Döviz Kuru Değişimlerinin Hisse Senedi Getirisine Etkisi: Borsa İstanbul 100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 143-156.
- Ceylan, S. ve Şahin, B. Y. (2015). Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru İlişkisi. *The Journal of Academic Social Science Studies*, (37), 399-408.
- Çabuk, H. A., Özmen, M. ve Kökcen, A. (2011). Koşullu Varyans Modelleri: İMKB Serileri Üzerine Bir Uygulama. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 15(2), 1-18.
- Çağlayan, E. ve Dayıoğlu, T. (2009). Döviz Kuru Getiri Volatilitésinin Koşullu Değişen Varyans Modelleri İle Öngörüsü. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (9), 1-16.
- Çakır, Z. (2016). *Şehir Endekslerinin Finansal Performanslarının Ölçülmesi ve Değerlendirilmesi*. (Yüksek Lisans Tezi). Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı, Çorum.
- Demirgil, H. ve Gök, İ. Y. (2014). Türkiye ve Başlıca AB Pay Piyasaları Arasında Asimetrik Volatilite Yayılımı, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, (23). 315-340.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50 (4), 987-1007.
- He J. ve Ng L.K. (1998). The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporation. *Journal of Finance*, 53, 733-753.
- İşçioğlu, F. ve Gülay, E., (2018), ABD Doları/Türk Lirası Döviz Kurunun Otoresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile İncelenmesi: Türkiye Örneği, *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 20, 151-168.

- Kayral, İ. E. (2020). BİST Şehir Endeksleri ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Bir ARDL Sınır Testi Uygulaması. *IBAD Sosyal Bilimler Dergisi*, (6), 272-284.
- Kendirli, S. ve Çankaya, M. (2016). Dolar Kurunun Borsa İstanbul-30 Endeksi Üzerindeki Etkisi ve Aralarındaki Nedensellik İlişkinin İncelenmesi. *CBÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(2), 308-323.
- Kılıç, R. ve Dilber, C. (2017). Türkiye'deki Enflasyon ve Dolar Kuru Volatilitésinin BİST-100 Endeksi Oynaklığı Üzerindeki Etkisi. *ÇAKÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(1), 164-174.
- Koutmos, G. (1996), Modeling the Dynamic Interdependence of Major European Stock Markets, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 23 (7), 975-988.
- Kula, V. ve Baykut, E. (2018). BİST Şehir Endekslerinin Volatilité Yapıları ve Rejim Değişimlerinin Analizi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(1), 38-59.
- Kuzu, S. (2018). Borsa İstanbul Endeksi (BİST100) Getiri Volatilitésinin ARCH ve GARCH Modeli İle Tahmin Edilmesi. *Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi*, 608-624.
- Mazıbaşı, M. (2005). İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama. *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu* (1-29).
- Songül, H. (2010). Otoresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama. (Yayınlanmış Uzmanlık Tezi). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Ural, M. (2010). *Yatırım Fonlarının Performans ve Risk Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Wang, P. (2009) *Financial Econometrics*, 2nd Edition, Oxon: Routledge.
- Yapraklı, S., Bozma, G. ve Akdağ, M. (2018). BİST Şehir Endekslerinde Oynaklığın Ölçülmesi: Alternatif Ekonometrik Modellerin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi. *Finans Politik&Ekonomik Yorumlar*, 67-86.
- Yavuz, N. Ç. (2004). Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İMKB Ulusal-100 Endeksi ile İlgili Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(1), 239-564.
- <https://www.borsaistanbul.com/> (Erişim Tarihi: 26.10.2018).
- <https://www.kap.org.tr/> (Erişim Tarihi: 26.10.2018).

