

Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: MS-VAR Yaklaşımı¹**Funda DURGUN²
M. Sinan TEMURLENK³****Geliş Tarihi/ Received**
02/09/2020**Kabul Tarihi/ Accepted**
04/02/2021**Yayın Tarihi/ Published**
15/04/2021**Citation/Atıf:** Durgun, F. ve Temurlenk, M. S., (2021), Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: MS-VAR Yaklaşımı, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 35(2): Sayfa: 551-576, <https://doi.org/10.16951/atauniibd.789496>

Öz: Bu çalışmada; sosyal, ekonomik ve siyasi faktörler karşısında hassas değişimler göstererek ekonomik aktiviteyi etkileyebilen döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu ilişki literatürde geleneksel ve portföy olmak üzere iki yaklaşıma dayanmaktadır. Geleneksel yaklaşımda, döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru olmak üzere aynı yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Portföy yaklaşımında ise hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru olmak üzere ters yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Çalışmada, 03:01:2003-04:11:2019 dönemi (haftalık) alınmıştır. Bu amaçla Türkiye için geleneksel Granger nedensellik sınaması, geleneksel etki tepki analizleri, Diks-Panchenko doğrusal olmayan nedensellik sınaması, MS-VAR modeli, MS-Granger nedensellik sınaması ve rejimlere bağlı etki tepki analizleri tahmin edilmiştir. Bulgulara göre dolar kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki düşük ve yüksek oynaklık dönemi olmak üzere iki rejimli MS-VAR modeli ile temsil edilmiştir. MS-VAR modeline göre değişkenler arasında ters yönlü ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Doğrusal olmayan nedensellik sınaması ve MS-Granger sınaması ilişkisinin yönünü hisse senedi fiyatlarından dolar kuruna doğru olmak üzere tek yönlü bir şekilde belirlemiştir. Bu çalışılan dönem için Türkiye’de portföy yaklaşımının geçerli olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Hisse Senedi Fiyatları, MS-VAR, MS-Granger, Portföy Yaklaşımı

The Relationship between the Exchange Rates and Stock Returns in Turkey: MS-VAR Approach

Abstract: In this study; the relationship between exchange rate and stock prices, which may affect economic activity by showing sensitive changes against social, economic and political factors, is examined. In the literature, this relationship is based on two approaches, traditional and portfolio. There is a positive causal relationship between the variables from exchange rates to stock prices in the traditional approach. There is a negative causal relationship between the variables from stock prices to exchange rates in the portfolio approach. In the study, the period 03:0:2003-

¹“Not: Bu çalışma, Prof. Dr. M. Sinan TEMURLENK danışmanlığında Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde yürütülen “Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: MS-VAR Yaklaşımı” başlıklı doktora çalışmasından türetilmiştir.”

²Öğr. Gör. Dr., Dicle Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, funda.uncu@dicle.edu.tr, funcu44@hotmail.com <https://orcid.org/0000-0001-7254-227X>

³Prof. Dr., Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, msinan@atauni.edu.tr <https://orcid.org/0000-0002-7910-0885>

04:11:2019 (weekly) were investigated for Turkey. For this purpose, traditional Granger test, traditional impulse-response analyzes, Diks-Panchenko nonlinear causality test, MS-VAR model, MS-Granger test and impulse-response analyzes based on regimes were estimated. According to the results, it is appropriate to use two-regime MS-VAR model, low and high volatility period, for the relationship between exchange rate and stock prices. MS-VAR test results showed that there was a negative and significant relationship between the variables. Both nonlinear test and MS-Granger test showed that the direction of causality was unidirectional from stock prices to exchange rate. The findings shows that, in the studied period, the portfolio approach is valid for Turkey.

Keywords: Exchange Rate, Stock Prices, MS-VAR, MS-Granger, Portfolio Approach

JEL Codes: C24, C58, F31

EXTENDED SUMMARY

Research Problem

The aim of the study is to determine the number of regimes by considering the relationship between exchange rate and stock returns and to determine whether economic fluctuations affect Turkish economy.

Research Questions

What is the importance of the relationship between exchange rates and stock returns for Turkey?

What is the number of regimes for the period studied and which approach is applicable?

How do fluctuations caused by positive or negative shocks affect the Turkish economy?

Literature Review

There are many empirical studies on this subject in the literature. However, most of the studies assume that there are linear relationships between variables and are based on cointegration tests and traditional causality tests applied to linear time series. In this regard, the most important difference of this study from others is that tests based on MS-VAR approach were used. There are many studies in the literature that examine the relationship between exchange rate and stock prices at both macro (country-based) and micro (firm-based) levels. In most of the studies that consider the MS-VAR method and examine the relationship between exchange rate and stock returns, the two-regimes MS-VAR model has been applied. In previous studies, it is seen that there are results that support both the traditional and portfolio approach, as a full consensus could not be reached due to the use of different economies and different periods.

Methodology

The data used in the study were obtained from the Central Bank's EVDS system. In the study, weekly data set was preferred because it was short enough

to allow volatility to occur and long enough to determine the relationship between variables. The period 03:01:2003-04:11:2019 was used in this study. The variables are BIST 100 index according to closing prices (January 1986 = 1) and USD according to the selling price. In the analysis, logarithmic return series of variables are used. Both linear (ADF) and nonlinear (LNV) unit root tests were performed to verify the stationarity of the model. Then it was determined whether the series were linear or not by tests (McLeod-Li, BDS and Di Sanzo) that tested nonlinearity. In the next step, the MS-VAR model is estimated. Afterwards, causality tests (Granger, Diks-Panchenko and MS-Granger based on VAR) were performed and compared, and finally, the relationship between variables was tried to be determined by both linear and nonlinear impulse response functions (Ehrmann et al.). The calculations in the study were made in some applications such as EViews 9.0, R 3.5.1 and OxMetrics6 using MS-VAR package.

Results and Conclusions

In the study, both traditional time series analysis and nonlinear time series techniques were used to show that linear time series models can not adequately explain the relationships between exchange rates and stock prices. The reason for using both estimation techniques is to show which one explains the relationship between variables more reliably and without deviation. It has been determined that the MS-VAR model gives better results than the linear model. The regimes estimated with the MS-VAR model are named as periods of low and high volatility. According to the traditional Granger causality test, it has been determined that there is a bidirectional causality relationship. However, one-way causality from stock prices to exchange rate was determined according to the nonlinear causality tests. On the other hand, MS-Granger causality test calculated based on regimes showed that there is a one-way causality relationship from stock prices to exchange rate both in low volatility regime and high volatility regime at 5% significance level. Impulse-response analysis results based on the regimes also support the MS-Granger causality test results. In this context, according to the study results obtained, it is seen that Turkey is valid for the portfolio approach. According to the portfolio approach, the increase in stock prices in Turkey will lead to positive expectations for economic growth. In case of economic growth, there will be an increase in money demand and interest rates. The increased interest rates will attract foreign investors to Turkey. As the demand for Turkish lira of foreign investors coming to the country will increase, stock prices will also increase. This increase will lower the exchange rate.

1. Giriş

Finansal piyasalarda önemli bir yere sahip olan döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki literatüründe yoğun çalışılan konulardan biridir. Bu değişkenler sosyal, ekonomik ve siyasi faktörler karşısında hassas değişimler göstererek ekonomik aktiviteyi etkileyebilmektedir.

Borsalar; hisse senetlerinin, tahvillerin, emtiaların ve menkul kıymetler gibi kıymetli şeylerin belirli zamanlarda belirli yerlerde belirli kurallar çerçevesinde güvenli ve adil bir şekilde alım satımının yapıldığı organize edilmiş merkezi piyasalar olarak görülmektedir. Bu anlamda Türkiye’de faaliyet gösteren tek borsa kurumu olan Borsa İstanbul Anonim Şirketi (BIST) hem menkul kıymetler borsasını hem de altın borsasını aynı çatı altında barındırmaktadır.

Borsalar kadar döviz kurları da hem yerli hem de yabancı malların fiyatlarını etkileme açısından ekonomik dengede oldukça önemli bir yere sahiptir. Temelde sabit ve dalgalı (serbest/ esnek/ yüzen) kur rejimleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Türkiye’de uygulanan döviz kuru rejimleri ve politikaları ise zaman içerisinde değişkenlik arz etmiştir. Günümüzde Türkiye’de müdahaleli dalgalı döviz kuru rejimine devam edilmektedir (Arat, 2003: 36-48).

Döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki önem arz etmektedir. Özellikle hisse senedi fiyatlarında meydana gelen ani değişimler (artışlar veya düşüşler) piyasalarda oynaklık (volatilité) olarak ifade edilmektedir. Bu değişkenler arasında yaşanan herhangi bir belirsizlik finansal krizlere yol açabilmektedir. Bu anlamda aralarındaki ilişki literatürde geleneksel ve portföy olmak üzere iki yaklaşıma dayanmaktadır. Geleneksel yaklaşımda, döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru olmak üzere aynı yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Portföy yaklaşımında ise hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru olmak üzere ters yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Son yıllarda küresel finans piyasalarında yaşanan hızlı değişimler karşısında özellikle bu iki değişken arasındaki ilişkinin daha da karmaşık bir yapıya dönüştüğü görülmektedir. Literatür çalışmaları incelendiğinde ise bu iki yaklaşımın yapılan çalışmalar ile desteklendiği ancak farklı ekonomiler, farklı dönemler gibi durumlardan dolayı tam bir görüş birliğine varılamadığı görülmektedir.

Açıklanan teorik çerçeve kapsamında bu çalışmanın amacı döviz kuru ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi dikkate alarak rejim sayısını belirlemek ve bulaşma etkisi gösteren pozitif veya negatif şoklar karşısındaki dalgalanmaların Türkiye ekonomisini etkileyip etkilemediğini belirlemektir. Bu değişkenler arasındaki ilişki MS-VAR yaklaşımı ile incelenmiştir. Bu alanda literatürde yapılmış pek çok ampirik çalışma mevcuttur. Ancak çalışmaların çoğu değişkenler arasındaki ilişkileri doğrusal olarak kabul etmektedir ve doğrusal

zaman serilerine uygulanan eşbütünleşme sınamaları ile klasik nedensellik testlerine dayanmaktadır. Ancak gerçek hayatta değişkenler arasındaki ilişki asimetrik yapı sergileyerek hem farklı dönemlerde hem de farklı rejimlerde değişkenlik arz etmektedir. Bu anlamda bu çalışmanın diğer çalışmalardan ayrılan en önemli özelliği temelinde MS-VAR modellerinin olduğu doğrusal olmayan zaman serisi sınamalarının tercih edilmiş olmasıdır.

2. Literatür Özeti

Literatürde son dönemlerde döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi hem makro (ülke bazında) düzeyde hem de mikro (firma bazında) düzeyde inceleyen ve farklı teknikler kullanan pek çok çalışma mevcuttur. Bu bölümde yapılan çalışmalara özet olarak değinilmiştir.

Büberkökü (1997)'nün çalışması Japonya, Kanada İngiltere, İsviçre, Almanya, Avustralya, Singapur, Güney Kore ve Türkiye için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri, Granger nedensellik testi, etki tepki analizi ve varyans ayrıştırması ile sınamıştır. Aylık verilerden oluşan çalışma 04:1998-04:2008 (Kanada ve Türkiye için başlangıç yılı 01:2000, Almanya için 01:1999) dönemini kapsamaktadır ve çalışmada Kanada ile İsviçre için hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmişken Japonya, Almanya, İngiltere ve Avusturalya için herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Singapur ve Güney Kore için döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuşken Türkiye için hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Kasman (2003)'nın çalışması, hisse senedi endeksleri ile döviz kuru arasında istikrarlı bir yapı olduğunu kanıtlamaktadır. Günlük verilerden oluşan çalışma, Türkiye için hisse senetleri fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi dört hisse senedi endeksi ile açıklamaktadır. Çalışmada veriler, Ulusal 100 için 04:01:1990'dan, finansal sektör endeksi ve üretim sektörü endeksi için 02:01:1991'den ve hizmet sektörü endeksi için 02:01:1997'den başlamaktadır. Tüm endeksler için son gün 29:11:2002'dir. Çalışmada Johansen eşbütünleşme sınaması ve Granger nedensellik sınaması yapılmıştır. Çalışmaya göre hisse senedi endeksleri ile döviz kurları arasında birlikte hareket ettiklerini destekleyen uzun vadeli istikrarlı bir ilişki tespit edilmiştir.

Kanas (2005)'in çalışması haftalık verilerden oluşmaktadır ve veri seti 1994 'ün 2. haftası ile 2001 'in 48. haftasını kapsamaktadır. Çalışma Meksika para piyasası ile yükselen altı hisse senedi piyasası (Meksika, Brezilya, Arjantin, Hong Kong, Macaristan ve Tayland) arasındaki oynaklık ilişkisini MS-VAR modeli ile sınamıştır. Çalışmada Meksika para piyasasının ve her hisse senedi piyasasının Meksika, Asya, Rus ve Brezilya krizleri de dahil olmak üzere tüm büyük uluslararası para krizleri sırasında yüksek oynaklık rejiminde olduğu tespit

edilmiştir. Çalışmaya göre MS-VAR’a dayalı korelasyon katsayıları yüksek oynaklık döneminde önemli derecede yüksek çıkmamıştır. Bu da yayılmadan ziyade karşılıklı bağımlılığın kanıtı olarak ifade edilmiştir. Buna bağlı olarak Meksika para piyasasının yüksek oynaklık rejiminde olması Meksika, Brezilya, Arjantin ve Hong Kong hisse senedi piyasalarının da yüksek oynaklık rejiminde olmasına neden olmaktadır. Meksika bu dört ülke için oynaklık rejimi yaratıcısıdır.

Ayvaz (2006)’ın çalışması finansal piyasalarda hızla gelişen ve önem arz eden hisse senedi endeksleri ile döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisini dikkate almaktadır. Aylık verilerden oluşan çalışma 01:1997-12:2004 (hizmet sektörü endeksi) ile 01:1991-12:2004 (Ulusal 100 endeksi, mali ve sanayi sektörü endeksi) dönemini kapsamaktadır. Çalışma, Türkiye için bu değişkenler arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve Hsiao (1981)’nin Granger nedensellik testi ile sınamıştır. Çalışmaya göre hem döviz kuru ile Ulusal 100 endeksi, hem döviz kuru ile mali sektör endeksi hem de döviz kuru ile sanayi sektör endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Doğan ve Yalçın (2007)’nin çalışması Türk Lirası’nın ABD Doları karşısında değer kaybı yaşaması durumunda ihraç edilen Türk mallarının fiyatlarının Dünya Pazarında daha ucuz hale geleceği hususunda destekleyici kanıtlar sunmaktadır. Aylık verilerden oluşan çalışma 01:1997-11:2003 dönemini kapsamaktadır. Çalışma, araştırmaya konu olan dönem için iki alt periyoda (01:1997-11:1999/ 01:2000-11:2003) ayrılmıştır ve Türkiye için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi etki tepki analizi ile sınamıştır. Çalışmaya göre ilk periyotta değişkenler arasında pozitif bir ilişki gözlenmişken ikinci periyotta negatif bir ilişki gözlenmiştir.

Özmen (2007)’nin çalışması Türkiye için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemektedir. 1989-2006 dönemini kapsayan çalışma günlük verilerden oluşmaktadır. Ancak çalışma Türkiye’de, yönlendirilmiş sabit parite rejiminin uygulandığı 2000 yılının ayrı değerlendirilmesi gerektiğini ileri sürmektedir. Bu anlamda veri seti iki alt döneme ayrılmıştır. Çalışmaya göre 1989-1994 ve 1994-1999 dönemleri için döviz kurundan hisse senetlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuşken bu dönemlerin hariç olduğu periyotlar için çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Pekkaya ve Bayramoğlu (2008)’nin çalışması Türkiye’de 1997 Asya krizi, 1994 ve 2001 yerel para krizlerinin etkilerinin görüldüğü 1990-2007 dönemini kapsamaktadır. Günlük verilerden oluşan çalışmada döviz kuru, İMKB 100 endeksi ve S&P 500 endeksleri arasındaki ilişki eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi ile sınanmıştır. Çalışmaya göre kriz dönemleri hariç tutulduğunda İMKB 100 endeksi ve S&P 500 endeksleri için hisse senedi piyasasının döviz kurunu etkilediği tespit edilmiştir. Ancak tüm dönemler beraber

değerlendirildiğinde İMKB 100 endeksi ile döviz kuru arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Aydemir ve Demirhan (2009)'ın çalışması döviz kuru rejiminin dalgalı olarak belirlendiği 23:02:2001-11:01:2008 dönemini kapsamaktadır. Günlük verilerden oluşan çalışma, Türkiye için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları (ulusal 100, hizmetler, finans, sanayi ve teknoloji endeksleri) arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile sınımıştır. Çalışmaya göre döviz kuru ile tüm hisse senedi endeksleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Teknoloji endeksinden döviz kuruna doğru nedensellik hariç diğer döviz kuru ile hisse senedi endeksleri arasında bulunan nedensellikler ters yönlü olarak tespit edilmiştir.

Ismail ve Isa (2009), Malezya için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi ekonomik durgunluk dönemi ve ekonomik büyüme dönemi olmak üzere iki farklı rejim içeren MS-VAR modeli ile sınımıştır. Aylık verilerden oluşan ve 1990-2005 dönemini kapsayan çalışmaya göre hisse senedi fiyatları yükseldiğinde döviz kurları değer kazanmakta, hisse senedi fiyatları düştüğünde ise döviz kurları değer kaybetmektedir.

Elmas ve Esen (2011)'in çalışması geleneksel ve portföy yaklaşımlarını test etmeyi amaçlamaktadır. Aylık verilerden oluşan çalışma 01:1999-03:2010 dönemini kapsamaktadır. Çalışma, Türkiye, Almanya, Fransa, Hollanda, Rusya ve Hindistan için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik analizi ile sınımıştır. Çalışmada altı ülkenin her biri için değişken çiftleri arasında tek yönlü Granger nedenselliği bulunmuştur. Türkiye, Almanya, Fransa ve Hollanda için nedenselliğin yönünün döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru olduğu belirlenmişken Rusya ve Hindistan için hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru olduğu tespit edilmiştir. Buna göre ilk dört ülke için geleneksel yaklaşımın son iki ülke içinse portföy yaklaşımının geçerli olduğu görülmektedir.

Çevik vd.(2012) Türkiye, Almanya ve ABD için hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi kazandıran ve kaybettiren dönem olmak üzere iki farklı rejim içeren MS-VAR modeli, MS-Granger nedensellik testi ve bu modele bağlı etki tepki analizi ile sınımıştır. Aylık verilerden oluşan ve 1988-2012 dönemini kapsayan çalışmaya göre Türkiye ile Almanya'nın hisse senedi piyasaları arasında hem kazandıran hem de kaybettiren dönemde bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Türkiye ile ABD'nin hisse senedi piyasaları arasında kazandıran rejimde, ABD'den Türkiye'ye olmak üzere anlamlı bir nedensellik ilişkisi aynı yönlü olarak tespit edilmişken kaybettiren rejimde bir ilişkiye rastlanmamıştır. ABD ile Almanya'nın hisse senedi piyasaları arasında ise ABD'den Almanya'ya olmak üzere kaybettiren rejimde anlamlı bir nedensellik ilişkisi aynı yönlü olarak tespit edilmişken kazandıran rejimde bir ilişki bulunamamıştır.

Doğru ve Recepoğlu (2013)’nin çalışması 01:1990-03:2013 dönemini kapsamaktadır ve aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışma Türkiye için döviz kuru (Euro/TL ve Dolar/TL) ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi ile sınamıştır. Çalışmada doğrusal eşbütünleşme sınaması için Pesaran, Shin ve Smith (2001) sınır testi yaklaşımı kullanılmışken doğrusal olmayan eşbütünleşme sınaması için Breitung (2001) rank testi kullanılmıştır. Çalışmada değişkenler arasında uzun dönemde pozitif, kısa dönemde negatif olmak üzere eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. İlişkinin yönü döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru olup geleneksel yaklaşımı desteklemektedir.

Chkili ve Nguyen (2014)’nin çalışması BRICS ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Asya) için hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki dinamik ilişkiyi tek değişkenli (MS-AR) ve çok değişkenli (MS-VAR) rejim değişim modelleri ile sınamıştır. Haftalık verilerden oluşan çalışma 03:1997-02:2013 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada tek değişkenli rejim değişim modeline göre BRICS ülkeleri için hisse senedi fiyatlarının düşük ve yüksek oynaklık rejimi olmak üzere iki farklı rejime göre değiştiği tespit edilmiştir. Çok değişkenli rejim değişim modeline göre ise hisse senedi fiyatlarının hem sakin hem de türbülanslı dönemlerde döviz kurları üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmiştir.

Ceylan ve Şahin (2015)’nin çalışması Türkiye ekonomisinde açık enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulandığı 1:2006-4:2015 dönemini kapsamaktadır. Aylık verilerden oluşan çalışma Türkiye için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli ile sınamıştır. Çalışmaya göre döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Koy (2016)’un çalışması Etkin Piyasa Hipotezini Markov Rejim Değişim Modelleri ile sınamaktadır. Günlük verilerden oluşan çalışma 03:01:2011-30:09:2015 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada Türkiye için BIST 100 endeksi üç rejimli MS-VAR modeli ile ele alınmıştır. Çalışmaya göre yatırımcılar yatırım kararları aldıklarında piyasanın en son hangi rejimde olduğunu biliyorlarsa, takip eden zaman noktasında da hangi rejimde olacağını olasılıksal olarak tahmin edebileceklerdir.

Sosa vd. (2018)’nin çalışması Latin Amerika Bütünleşik Pazar (MILA) ülkeleri olarak geçen Kolombiya, Şili, Meksika ve Peru için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi tek değişkenli (MS-AR) ve çok değişkenli (MS-VAR) rejim değişim modelleri ile sınamıştır. Günlük verilerden oluşan ve 01:01:2003-26:09:2016 dönemini kapsayan çalışmada, tek değişkenli rejim değişim modeline göre MILA ülkeleri için hisse senedi fiyatlarının düşük ve yüksek oynaklık rejimi olmak üzere iki farklı rejime göre değiştiği tespit edilmiştir. Çok değişkenli rejim değişim modeline göre ise hisse senedi

fiyatlarının döviz kurunu etkilediği ancak döviz kurlarının hisse senedi fiyatı üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığı tespit edilmiştir.

Ahmed ve Mustafa (2019)'nın çalışması logaritmik aylık ortalama verilerden oluşmaktadır ve 1993-2016 dönemini kapsamaktadır. Çalışma SAARC ülkeleri (Bangladeş, Hindistan, Pakistan ve Sri Lanka) için hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi Hamilton'ın Markov rejim değişim yaklaşımını kullanarak sınımlanmıştır. Çalışmada SAARC ülkeleri için düşük ve yüksek oynaklık rejimi olmak üzere iki farklı rejim tespit edilmiştir. Çıkan olasılıklar ve ortalama rejim süreleri, pazar değişiminin seçilen ülkeler arasında değiştiğini göstermiştir.

3. Ekonometrik Yöntem

Çalışmada Türkiye için geleneksel Granger nedensellik sınaması, geleneksel etki tepki analizleri, Diks-Panchenko doğrusal olmayan nedensellik sınaması, MS-VAR modeli, MS-Granger nedensellik sınaması ve rejimlere bağlı etki tepki analizleri tahmin edilmiştir.

Doğrusal zaman serisi modelleri değişkenler arasındaki ilişkilerin konjonktürel dalgalanmalar, krizler ya da savaşlar gibi farklı rejim dönemlerinde aynı kaldığını varsaymaktadır. Ancak böyle yapılara doğrusal modellerin uygulanması sahte, sapmalı ya da güvenilir olmayan sonuçlara neden olabilmektedir. Bu anlamda doğrusal zaman serisi modellerine alternatif olarak doğrusal olmayan zaman serisi modelleri geliştirilmiştir. Doğrusal olmayan modeller temel olarak ortalama doğrusal olmayan modeller, varyansta doğrusal olmayan modeller ve hem ortalama hem de varyansta doğrusal olmamaya izin veren Markov rejim değişim modeli olarak ayrılmaktadır.

3.1. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Modeli (MS-VAR) Modeli

MS-VAR modeli, Krolzig tarafından 1997 yılında Hamilton'ın tek değişkenli modelinin çok değişkenli modele uyarlanmasıyla geliştirilmiştir (Krolzig, 2000: 2). Bu modeller yapı itibarıyla geçmişteki olaylardan bağımsızdır ve temeli, mevcut sürecin şimdiki faaliyetlerinin olasılıklarına dayanarak gelecekteki olasılıkları gözlenemeyen stokastik (rassal) değişkenlere göre belirlemektir. Sistem bir bütün olarak ele alıp Markov geçiş olasılıklarına bağlı olarak belirlenmektedir. Modelde serinin aldığı değerler eşik değeri geçiyorsa sistem birinci rejimde, geçmiyorsa sistem ikinci rejimde olmaktadır. Rejimlerin adlandırılması modelin sabit terimine ve regresyonun standart hatalarına göre belirlenmektedir (Çevik vd., 2012: 140). Modelin gecikme sayısı (p), hata terimlerini otokorelasyonsuz yapacak şekilde model seçme kriterlerine (AIC, SIC vb.) göre belirlenmektedir. Modelin tahmini için beklenti maksimizasyonu algoritmasına dayanan en çok benzerlik yöntemi (ML) kullanılmaktadır. Tahmin aşamasında eşanlı olarak hem regresyon katsayıları hem de geçiş olasılıkları elde

edilmektedir. Geçiş olasılıkları filtreleme ve düzleştirme algoritmalarından oluşmaktadır.

Ortalamaya göre rejimli bir MS-VAR(p) modeli

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)[y_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \dots + A_p(s_t)[y_{t-p} - \mu(s_{t-p})] + u_t \quad \text{şeklindeyken}$$

Kesme teriminin bulunduğu rejimli bir MS-VAR(p) modeli

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad \text{şeklindedir (Krolzig, 1997: 11; 2003: 5; 2006: 2).}$$

Bu Markov stokastik süreci için geçiş olasılıkları matrisi

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i) \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad p_{i,M} = 1 - p_{i,1} - \dots - p_{i,M-1} \quad i = 1, \dots, M$$

şeklindedir (Krolzig, 1997: 5).

3.2. Markov Rejim Değişim Granger Nedensellik Sınaması (MS-GRANGER)

Warne (2000) ve Psaradakis vd. (2005) VAR modeline ait parametrelerin ele alınan dönem boyunca değişebileceği varsayımını dikkate alarak MS-VAR modeli bağlamında Markov rejim değişim Granger nedensellik sınavasını (MS-Granger) literatüre kazandırmışlardır.

Sınavın modeli

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şeklindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 669; Droumaguet, 2016: 804)

3.3. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Modeli Etki Tepki Analizi

Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu, MS-VAR modellerinde rejimlere bağlı olarak etki tepki analizlerinin uygulanabilir olması bakımından, literatürde iki farklı yaklaşımla anılmaktadır (Sierimo, 2002: 20; Droumaguet, 2012: 73-74). Bunlar; Ehrmann vd. (2001, 2003)’nin geliştirmiş olduğu Ehrmann-Ellison-Valla

(2003) etki tepki yaklaşımı ve Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) tarafından geliştirilmiş olan Krolzig (2006) etki tepki yaklaşımı şeklindedir.

Ehrmann–Ellison–Valla (2001, 2003) etki tepki analizi, Ehrmann vd. (2001, 2003) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Analiz, MS-VAR modellerinde hatalar tarafından değişkenlerin nasıl etkilendiğini rejimlere dayalı bir şekilde etki tepki fonksiyonlarıyla ortaya koymaktadır. Dolayısıyla buradaki etki tepki fonksiyonu her bir rejim için ayrı olarak tanımlanmaktadır.

Ehrmann–Ellison–Valla (2001, 2003) etki tepki yaklaşımı, tane rejimde tane hataya tane değişkenin gösterdiği tepkiye karşılık gelen tane rejime bağlı etki tepki fonksiyonu içermektedir. Burada rejimine bağlı olarak zamanında hataya tek bir standart sapmalılık şok uygulandığında zamanında içsel değişkenlerde meydana gelmesi beklenen değişimler için rejime bağlı etki tepki fonksiyonu,

$$\frac{\partial E_t X_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \Bigg|_{s_t=\dots=s_{t+h}=i} = \theta_{ki,h} \quad h \geq 0$$

$\theta_{ki,h}$ = içsel değişkenin (X_{t+h}) $t+h$ zamanındaki tepkisi (cevabı)

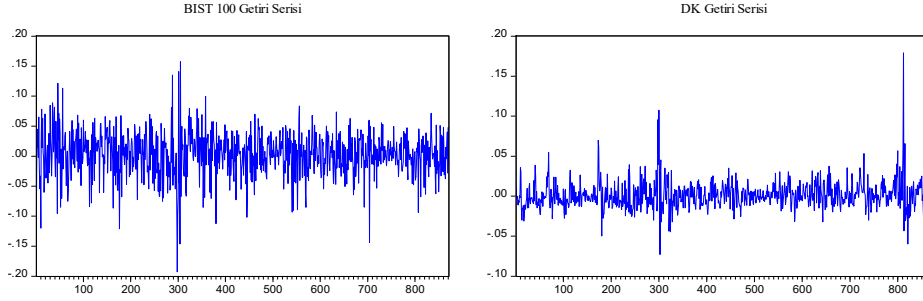
şeklindedir (Ehrmann vd., 2001: 11; Ehrmann vd., 2003: 297).

4. Veri Seti ve Uygulama Sonuçları

Çalışmanın verileri Merkez Bankası EVDS sisteminden elde edilmiştir. Çalışmada, oynaklığın oluşmasına imkân tanıyacak kadar kısa, değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesini sağlayacak kadar uzun olmasından dolayı haftalık veri seti tercih edilmiştir. Bu veri seti 03:01:2003-04:11:2019 dönemini kapsayan haftalık verilerden oluşmaktadır. Kullanılan değişkenler, kapanış fiyatlarına göre (Ocak 1986=1) BIST 100 endeksi ile satış fiyatına göre ABD dolarıdır. Analizlerde değişkenler için logaritmik getiri serileri $R_t = \ln(P_t / P_{t-1})$ formülü ile hesaplanarak kullanılmıştır. Çalışmaya dair hesaplamalar, EViews 9.0 programı, R 3.5.1 programı ve OxMetrics6 programında MS-VAR paketi kullanılarak yapılmıştır.

4.1. Verilerin Temel İstatistiksel Analizleri

Çalışmada BIST 100 endeksi BIST 100 ile dolar kuru (USD) ise DK ile gösterilmiştir. Getiri serilerine ait grafikler Şekil 1’de; tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 1’de verilmiştir.



Şekil 1. Getiri Serilerine Ait Grafikler

Tablo 1. Getiri Serilerine ait Tanımlayıcı İstatistikler

	BIST 100 Getiri Serisi	DK Getiri Serisi
Ortalama	0.0025	0.0014
Standart Sapma	0.0370	0.0170
Çarpıklık	-0.3805	2.0082
Basıklık	4.9817	19.5625
Jarque-Bera	163.5489 (0.0000)	10540.92 (0.0000)

Tablo 1 incelendiğinde değişkenlere ait standart sapma değerleri birbirine oldukça yakındır ve değişkenler normal dağılım sergilememektedir.

4.2. Birim Kök Sınamaları

Çalışmada logaritmik getiri serileri kullanılacağı için durağanlık şartını sağlayacağı varsayılmaktadır. Teyit etmek amacıyla hem doğrusal (Genişletilmiş Dickey-Fuller-ADF) hem de doğrusal olmayan (Leybourne, Newbold ve Vougas-LNV) birim kök testleri yapılmıştır.

Tablo 2. Serilerin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

ADF Birim Kök Testi-Düzeyde			
	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
BIST 100 için Test İstatistiği	-19.6298	-19.7691	-19.8305
DK için Test İstatistiği	-7.3418	-7.6063	-7.9587
%1 kritik değeri	-2.5676	-3.4376	-3.9686
%5 kritik değeri	-1.9411	-2.8646	-3.4149
%10 kritik değeri	-1.6164	-2.5684	-3.1296

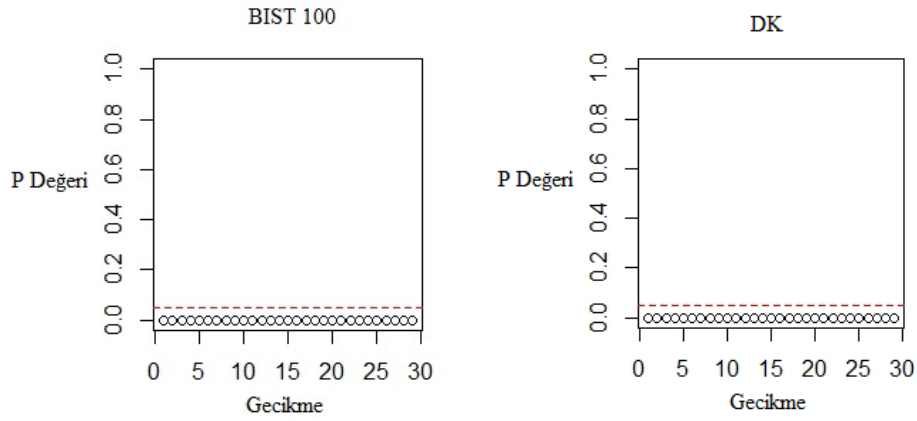
Tablo 3. Serilerin LNV Birim Kök Testi Sonuçları

LNV Birim Kök Testi-Düzeyde			
	Model A	Model B	Model C
BIST 100 için Test İstatistiği	-30.4754	-30.4846	-30.7196
DK için Test İstatistiği	-23.6117	-23.6047	-23.6114
%1 kritik değeri	-4.685	-5.141	-5.420
%5 kritik değeri	-4.103	-4.565	-4.825
%10 kritik değeri	-3.797	-4.277	-4.552

Tablo 2 ve Tablo 3'e göre getiri serileri hem doğrusal hem de doğrusal olmayan birim kök testlerinde aynı sonucu vererek durağan olduklarını göstermişlerdir. Burada doğrusal olmayan birim kök testinde durağanlık şartı sağlanmıyor olsaydı rejimden kaynaklı bir yanılısama olup olmadığını belirlemek amacıyla MS-ADF sınamasına başvurulacaktı. Ancak sonuçların tutarlı olmasından dolayı hem bu sınamaya hem de MS-VECM sınamasına gerek duyulmamıştır.

4.3. Doğrusal Olmama Sınamaları

Çalışmada kullanılan logaritmik getiri serilerinin doğrusallığının tespit edilmesi amacıyla McLeod-Li, Brock, Dechert ve Scheinkman ile Di Sanzo sınamaları kullanılmıştır.



Şekil 2. BIST 100 ve DK Getiri Serilerine ait McLeod-Li Doğrusal Olmama Sınaması

Tablo 4. BIST 100 Getiri Serisine ait BDS Doğrusal Olmama Sınaması

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.0065	0.0026	2.4948	0.0126
3	0.0147	0.0041	3.5335	0.0004
4	0.0211	0.0049	4.2466	0.0000
5	0.0232	0.0051	4.4905	0.0000
6	0.0250	0.0049	5.0274	0.0000

Tablo 5. DK Getiri Serisine ait BDS Doğrusal Olmama Sınaması

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.0288	0.0028	10.2079	0.0000
3	0.0477	0.0044	10.6359	0.0000
4	0.0588	0.0053	11.0440	0.0000
5	0.0660	0.0055	11.9232	0.0000
6	0.0668	0.0053	12.5277	0.0000

Tablo 6. *BIST 100 ve DK Getiri Serilerine ait Di Sanzo Doğrusal Olmama Sınaması*

	p Değeri
BIST 100	0.3240
DK	0.0000

Şekil 2’de yer alan McLeod-Li sınaması ve Tablo 4 ile Tablo 5’de yer alan BDS sınamaları incelendiğinde her iki getiri serisinin de doğrusal olmadıkları tespit edilmiştir. Tablo 6’da yer alan Di Sanzo doğrusal olmama sınaması ise Di Sanzo (2009) tarafından geliştirilmiştir ve Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınamasıdır. Bu sınamasının istatistikleri incelendiğinde BIST 100 getiri serinin olasılık değerinin 0.05 önem düzeyinden büyük olmasından dolayı H_0 hipotezi reddedilemiyorken DK getiri serisinin Markov rejim değişim modeline uygun olduğu belirlenmiştir. Bir önceki sınamalar da dikkate alınarak serilerin doğrusal olmayan yapı sergiledikleri kabul edilmiştir.

4.4. MS-VAR Yaklaşımı

Doğru model formunun seçilebilmesi amacıyla model seçiminde değişen ortalamaya sahip modeller, yakınsama sorununa yol açması ve geçiş olasılıkları matrisinin kararsız kalması gibi nedenlerden dolayı hariç tutulmuştur. Sabitte değişen modeller için tahminler yapılmıştır. Rejim sayısının tespiti için iki, üç ve dört rejimli modeller tercih edilmiştir. Bu modeller arasından uygun olan model, model seçim kriterleri göz önüne alınarak belirlenmiştir. Modele ait uygun gecikme uzunluğu ise LR test istatistiği ile model seçim kriterleri kullanılarak tespit edilmiştir. Test istatistik değerini minimum yapan gecikme, uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilmiştir. Bu doğrultuda Tablo 7’de yer alan MSIAH(2)-VAR(1) modelinin doğrusal VAR modeline göre veriyi daha iyi temsil ettiği tespit edilmiştir. Davies⁴ sınamasına ait olasılık değeri de bu sonucu desteklemektedir.

Tablo 7. *Tahmin Edilen Uygun Model*

	MSIAH(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	4247.1708	4052.6622
AIC	-9.7738	-9.3495
HQ	-9.7317	-9.3305
SC	-9.6637	-9.3000
LR	linearity test: 389.0174	$\chi^2(9)=[0.0000]$ $\chi^2(11)=[0.0000]$
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

⁴ MS-VAR modellerinde geçiş olasılıkları varken doğrusal modelde geçiş olasılıkları bulunmamaktadır. Buna bağlı olarak LR testi ile doğrudan karşılaştırma yapılamayıp Davies sınaması kullanılmaktadır.

Tablo 8. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Katsayıları⁵

	Rejim 1 (Düşük Oynaklık)		Rejim 2 (Yüksek Oynaklık)	
	BIST 100 _t	DK _t	BIST 100 _t	DK _t
Sabit	0.0045 (0.0013) [3.5119]	0.0010 (0.0004) [2.5125]	-0.0132 (0.0071) [-1.8423]	0.0074 (0.0037) [1.9680]
BIST 100_{t-1}	-0.0434 (0.0392) [-1.1055]	-0.1751 (0.0121) [-14.3762]	-0.0261 (0.1253) [-0.2085]	-0.1975 (0.0678) [-2.9124]
DK_{t-1}	0.0624 (0.1013) [0.6161]	0.1786 (0.0318) [5.6149]	0.1440 (0.1858) [0.7747]	0.0381 (0.1055) [0.3618]

Tablo 8’de yer alan MSIAH(2)-VAR(1) modelinin katsayılarına bakıldığında t-1 döneminde BIST 100’de iken t döneminde DK’da bulunmaya ait katsayıların hem 1. rejimde hem de 2. rejimde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Getiri serilerinin standart hataları dikkate alındığında ise ikinci rejime ait standart hata değerlerinin birinci rejime ait standart hata değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu bağlamda ikinci rejim yüksek oynaklığın olduğu rejim olarak birinci rejim ise düşük oynaklığın olduğu rejim olarak adlandırılmıştır.

Tablo 9. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli’nin Hata Terimlerine ait Sınamalar

	Rejim 1 (Düşük)		Rejim 2 (Yüksek)	
	BIST 100 _t	DK _t	BIST 100 _t	DK _t
Serilere ait Standart Hata (σ)	0.0326	0.0102	0.0577	0.0338
Otokorelasyon Sınaması ($P - \chi^2$)	χ^2 (80) 91.4582 [0.1793]			
Normallik Sınaması ($N - \chi^2$)	χ^2 (4) 11.5616 [0.0209]			
Değişen Varyans Sınaması ($H - \chi^2$)	χ^2 (12) 38.8426 [0.0001] F(12,2265) 3.2720 [0.0001]			
Değişen Varyans Sınaması-X ($H - \chi^2$)	χ^2 (15) 43.0101 [0.0002] F(15,2360) 2.8998 [0.0001]			

Tablo 9’a bakıldığında %1 önem düzeyinde otokorelasyon sorunu görülmemektedir ve seriler normal dağılıma tabidir. Ancak hata terimlerinin sabit varyanslı olduğunu belirten sıfır hipotezi reddedilmiştir.⁶

⁵ Parantez içerisindeki değerler katsayı tahminlerine ait standart hataları göstermekteyken köşeli parantezler t istatistiklerini göstermektedir.

⁶ Köşeli parantez içindeki değerler p değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 10. *MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için Değişkenler Arası Korelasyon*

	Rejim 1 (Düşük Oynaklık)		Rejim 2 (Yüksek Oynaklık)	
	BIST 100	DK	BIST 100	DK
BIST 100	1.0000	-0.2699	1.0000	-0.3116
DK	-0.2699	1.0000	-0.3116	1.0000

Tablo 10’a göre hem birinci rejimde (-0.2699) hem de ikinci rejimde (-0.3116) BIST 100 ile DK arasında zayıf ve ters yönlü bir ilişki gözlemlenmektedir.

Tablo 11. *MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Rejim Geçiş Olasılıkları*

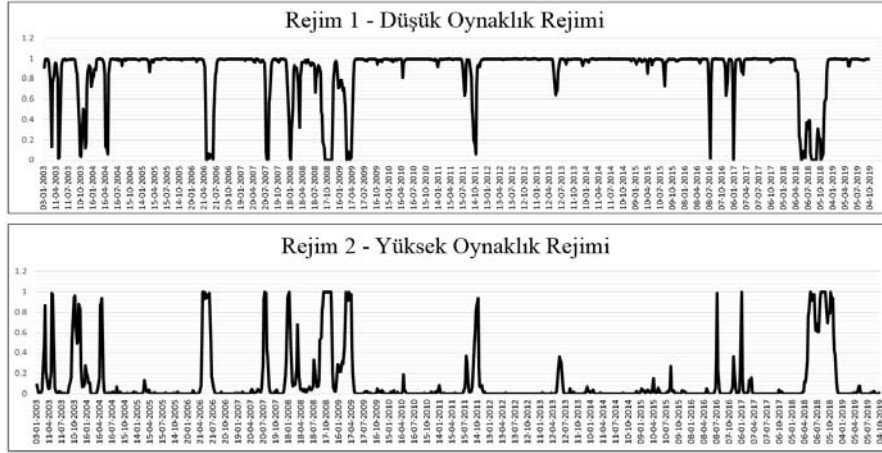
Rejim Geçiş Olasılıkları	Düşük Oynaklık Rejimi	Yüksek Oynaklık Rejimi
Düşük Oynaklık Rejimi	0.9721	0.0279
Yüksek Oynaklık Rejimi	0.2099	0.7901

Tablo11’e göre getiri serisinin t döneminde düşük oynaklık rejimindeyken t+1 döneminde tekrar düşük oynaklık rejiminde olma olasılığı %97.21, düşük oynaklık rejimindeyken yüksek oynaklık rejimine geçme olasılığı ise %2.79 olarak tahmin edilmiştir. t döneminde yüksek oynaklık rejimindeyken t+1 döneminde tekrar yüksek oynaklık rejiminde olma olasılığı %79.01 iken yüksek oynaklık rejimindeyken düşük oynaklık rejimine geçme olasılığı ise %20.99 olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 12. *MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için Rejimlerin Ortalama Kalıcılık Süresi*

Rejimde Kalma Süreleri	Toplam Rejimde Kalma	Ortalama Rejimde Kalma
Düşük Oynaklık Rejimi	762.2	35.88
Yüksek Oynaklık Rejimi	102.8	4.76

Tablo 12’ye göre düşük oynaklık rejiminin geçerli olduğu dönem 762 hafta iken getiri serilerinin düşük oynaklık rejimde ortalama kalma süresi 35 hafta olarak tespit edilmiştir. Yüksek oynaklık rejiminin geçerli olduğu dönem ise 102 hafta iken getiri serilerinin yüksek oynaklık rejimde ortalama kalma süresi 4 hafta olarak belirlenmiştir.



Şekil 3. MSIAH(2)-VAR(1) Modelinin Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıklarına Göre Yüksek Oynaklık ve Düşük Oynaklık Rejim Dönemleri

Şekil 3'e göre geçiş olasılıklarına göre yüksek oynaklık ve düşük oynaklık rejim dönemleri incelendiğinde farklı dönemlerin ön plana çıktığı görülmektedir.

Yüksek oynaklık rejiminin başladığı ilk dönemde 2002 yılı sonundaki genel seçim sonrası tesis edilen güven ortamı, yeni hükümetin kurulması, yılın ilk çeyreğinde enflasyonda gerçekleşen düşme ve büyümedeki ivmelenme piyasalarda pozitif etki yaratmıştır. Ancak aynı dönemlerde Türk Silahlı Kuvvetleri'nin yabancı ülkelere gönderilmesi, Başbakanlık Tezkeresi'nin reddedilmesi, borsada düşüşlerin yaşanmasına ve faizlerin artmasına neden olmuştur. 2003 yılının son çeyreğinde ise Yüksek Seçim Kurulu'nun, seçim yapılmayacağı yönündeki kararı borsayı etkilemiştir. Takip eden dönemlerde İstanbul'da arka arkaya bombalı saldırıların yaşanması ise borsanın tatil edilmesine neden olmuştur. Yıl sonu itibariyle Türk Lirası'ndan altı sıfırın atılması ve Irak devlet başkanının yakalanmasıyla petrol fiyatlarındaki düşüş piyasaları olumlu yönde etkilemiştir.

2004 yılının ikinci çeyreğinden 2006 yılının birinci çeyreğine kadar düşük oynaklık rejimi devam etmiştir. 2004 yılının ikinci çeyreğinde enflasyon tek haneli rakamlara düşmüştür ve hızlı bir büyüme gerçekleşmiştir. 2006 yılının ikinci çeyreğinde finansal piyasalarda dalgalanma yaşanmış ve yüksek oynaklık rejimine geçilmiş olmasına rağmen iç politikada yakalanan istikrarlı çizginin korunması ve ekonomideki büyümenin devam etmesiyle tekrar düşük oynaklık rejimine geçilmiştir.

Yaklaşık bir yıl kadar düşük oynaklık rejimi devam etmiştir. 2007 yılında ABD'de yaşanan emlak piyasası krizinin küresel boyutta bir krize dönüşmesiyle piyasalar 2007 yılının ikinci çeyreğinde tekrar yüksek oynaklık rejimine girmiştir. Devam eden dönemde özellikle gelişmiş ülkelerin yaşadığı likidite

sorunları artmış ve 2008 yılının ilk çeyreğinde sert bir şekilde etkisini göstermiştir. Gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Türkiye de krizin etkilerini aşmak için Uluslararası Para Fonu (IMF) ile görüşmelere başlamıştır. 2008 yılının ikinci çeyreğinin başlarında ise hem uluslararası piyasalarda petrol fiyatlarının devamlı artması hem de gıda fiyatlarında dünya genelinde yaşanan artış rejim değişimlerinin arka arkaya oluşmasına neden olmuştur. 21 Mayıs 2008 tarihinde ise Uluslararası Borsalar Örgütüne üye olan 51 borsa içerisinde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası dolar bazında en yüksek getiriye sağlayan ikinci borsa olmuştur. Bu gelişme ile piyasalar kısa bir süreliğine de olsa düşük oynaklık rejimine geçiş yapmıştır.

2008 yılının üçüncü çeyreğinde gerçekleşen yüksek oynaklık rejiminde ise Ak Parti’nin kapatılması davasında kapatılmama yönünde alınan kararın etkileri görülmüştür. Hem piyasalarda hem de iş dünyasında olumlu karşılanan bu gelişme borsayı arttırıcı etki yaratırken doları düşme eğilimine geçirmiştir. Ancak yılın son çeyreğinde küresel krizin artan etkilerinin Türkiye’de de hissedilmesiyle dolar kurunda artış yaşanırken borsa düşüşe geçmiştir.

2009 yılının ilk çeyreğinde Türkiye ekonomisinde yüksek bir oranda daralma gerçekleşmiştir. Ekonominin canlandırılması amacıyla tedbir paketleri uygulamaya konularak faiz oranları aşağıya çekilmiştir. Mayıs 2009 itibariyle düşük oynaklık rejimine geçen süreç Ağustos 2011 dönemine kadar devam etmiştir. Krizin etkisinin yavaşlaması ve enflasyon göstergelerinin tutarlı bir şekilde düşüş sergileyerek tek haneli rakamlarda seyretmesi piyasalara güven vermiştir. 2011 yılında da istikrarlı yapı devam etmiş ve işsizlik oranı tek haneli rakamlara düşmüştür. Yılın ikinci çeyreğinde enflasyon rakamları son yılların en düşük seviyesinde görülmüştür. 2011 yılının haziran ayında genel seçimlerin olması ve eylül, ekim aylarında enflasyonda meydana gelen artışların etkisiyle piyasalar biraz hareketlenerek yüksek oynaklık rejimine girmiş olsa da Kasım 2011’den Temmuz 2016’ya kadar düşük oynaklık rejimi görülmüştür. Arada 2013 yılının mayıs ayı sonlarında başlayan gezi olaylarından dolayı mayıs-temmuz arası küçük bir hareketlilik olmuş ve kısa süreliğine yüksek oynaklık dönemi görülmüştür.

15 Temmuz 2016 tarihinde gerçekleşen darbe teşebbüsü sonrasında piyasalar tekrar yüksek oynaklık rejimine girmiştir. Teşebbüsün yaşandığı gecenin ertesi günü borsada sert bir düşüşün gerçekleşmesi, sonrasında dolar kurunun yükselmesiyle yaşanan siyasi belirsizlik piyasaları tedirgin etmiştir. Takip eden dönemde Fırat Kalkanı Harekatı’nın başlaması ve ekonominin daralması da yüksek oynaklık rejiminde bulunmanın nedenlerinden biri olarak düşünülmüştür.

Şubat 2017 itibariyle piyasalar iyi bir performans göstererek tekrar düşük oynaklık rejimine girmiştir ve ekonomide beklenenin üzerinde bir büyüme gerçekleşmiştir. Zeytin Dalı Harekatı’nın başladığı hafta borsada büyük bir

yükseliş yaşanmıştır. Düşük oynaklık rejimi 30 Mart 2018 tarihine kadar devam etmiştir.

Mart 2018’de kanun hükmünde kararnamelerin yayınlanması, Moody’s kredi derecelendirme kuruluşunun, kurumlarda yaşanan direnç kaybı, dışsal şok riskinin yüksek olması ve olası siyasi riskler doğrultusunda Türkiye’nin kredi notunu düşürmesi ülkeyi tekrar yüksek oynaklık rejimine geçirmiştir. Takip eden günlerde Cumhurbaşkanlığı seçiminin olması, küresel ekonomide yaşanan ABD-Çin ticaret savaşı ile Brexit gelişmeleri ve Rahip Brunson davası nedeniyle ABD-Türkiye ilişkilerinde yaşanan gerilim sonucu ortaya çıkan tarife savaşları piyasaları etkilemiştir. Bu gerginliklerle yaşanan spekülasyon kur şokları ile enflasyon ve faizlerde yaşanan artışlar temel göstergeleri bozarak piyasaları Aralık 2018’e kadar yüksek oynaklık rejiminde tutmuştur.

Aralık 2018’den itibaren piyasalar tekrar düşük oynaklık rejimine giriş yapmıştır. 2018 yılının üçüncü çeyreğinde 2.3’lük büyümenin ardından 2018’in dördüncü çeyreği ve 2019’un hem birinci hem de ikinci çeyreğinde küçülme gerçekleşmiştir. Ekonomide yaşanan bu küçülmelere rağmen 31 Mart 2019 yerel seçimlerinde piyasalarda küçük bir hareketlilik olmuş sonrasında piyasalar bu çalışmanın araştırma döneminin son ayı olan Ekim 2019’a kadar düşük oynaklık rejiminde seyretmiştir. Bunda kurun, faizin ve enflasyonun bir ölçüde kontrol altına alınmış olması, bütçe açığının toparlanma işaretleri vermesi, ekonomik güven endeksindeki olumlu gelişmeler ve risk primindeki düşüş etkili olmuştur.

Çalışmanın araştırma döneminin son haftası olan 4 Ekim 2019 tarihine kadar düşük oynaklık rejimi devam etmiş olsa da 9 Ekim 2019 tarihinde başlayan Barış Pınarı Harekâtı ile borsada düşüş yaşanırken dolar kurunda yükselme görülmüştür. Ancak bu harekât diğer harekâtlarda olduğu gibi dolar kuru üzerinde kısa süreliğine olumsuz bir etki yaratmış ve dolar tekrar eski seviyesine dönmüştür.

4.5. Nedensellik Sınamaları

Bu bölümde değişkenlerden birinin diğeri üzerinde veya birbirleri üzerinde düzenli bir etkiye neden olup olmadığının belirlenmesi amacıyla seriler arasındaki dinamik ilişkiler, karşılaştırma yapmaya imkân tanınması açısından, doğrusal nedensellik sınamalarından VAR’a dayalı Granger, doğrusal olmayan nedensellik sınamalarından Diks-Panchenko testi ve MS-VAR’a dayalı MS-Granger nedensellik sınamaları ile araştırılmıştır.

Tablo 13. VAR’a Dayalı Granger Nedensellik Sınaması

Bağımlı Değişken BIST 100	χ^2	Serbestlik Derecesi	p Değeri	Sonuç
DK	7.8880	3	0.0484	$DK_t \rightarrow BIST100_t$
Bağımlı Değişken DK	χ^2	Serbestlik Derecesi	p Değeri	Sonuç
BIST 100	170.0832	3	0.0000	$BIST100_t \rightarrow DK_t$

Tablo 13 incelendiğinde seriler arasında %5 önem düzeyinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ancak bu sınama doğrusal formdadır ve rejimleri dikkate almamaktadır.

Tablo 14. Diks-Panchenko Yaklaşımıyla Granger Nedensellik Sınaması

	Gecikme Uzunluğu	t İstatistiği	p Değeri	Sonuç
$BIST100_t \rightarrow DK_t$	1	3.072	0.0010	$BIST100_t \rightarrow DK_t$
$DK_t \rightarrow BIST100_t$	1	-0.066	0.5263	$DK_t \nrightarrow BIST100_t$

Tablo 14’te sunulan Diks ve Panchenko (2006) doğrusal olmayan nedensellik testi, ön şart gerektirmeden kullanılabilen ve hem doğrusal olan hem de doğrusal olmayan bir nedensellik testidir. Sınamaya göre %5 önem düzeyinde BIST 100’den DK’ya olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu bağlamda doğrusal olmayan yapıları doğrusal yapıli modellerin uygulanması sonucunda verilerin yanıltıcı sonuçlar verdiği belirlenmiştir.

Tablo 15. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için MS-Granger Nedensellik Sınaması

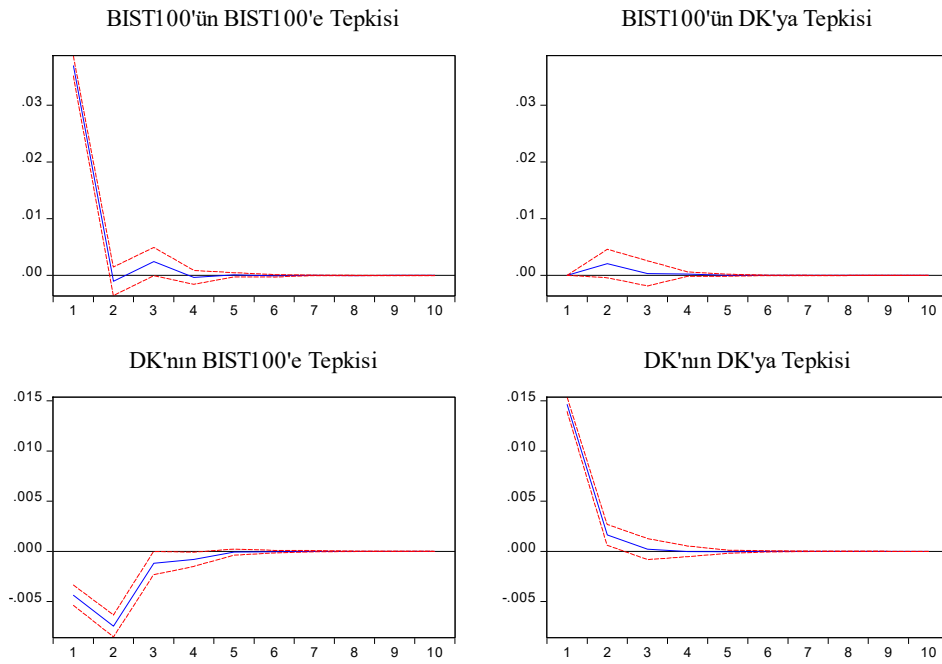
	Düşük Oynaklık	Yüksek Oynaklık	Sonuç
$BIST100_t \rightarrow DK_t$	206.677 [0.0000]	8.4822 [0.0036]	$BIST100_t \rightarrow DK_t$
$DK_t \rightarrow BIST100_t$	0.3795 [0.5378]	0.6001 [0.4385]	$DK_t \nrightarrow BIST100_t$

Tablo 15’e göre hem birinci rejimde hem de ikinci rejimde %5 önem düzeyinde BIST 100’den DK’ya yönelik nedensellik ilişkisi vardır. Bununla birlikte DK’dan BIST 100’e yönelik her iki rejimde de bir nedensellik tespit edilememiştir. Doğrusal Granger nedensellik analizinin sonuçlarının sapmalı olduğu teyit edilmiştir. Elde edilen bulgular çalışmanın portföy yaklaşımını desteklediğini ifade etmektedir.

4.6. Etki-Tepki Sınamaları

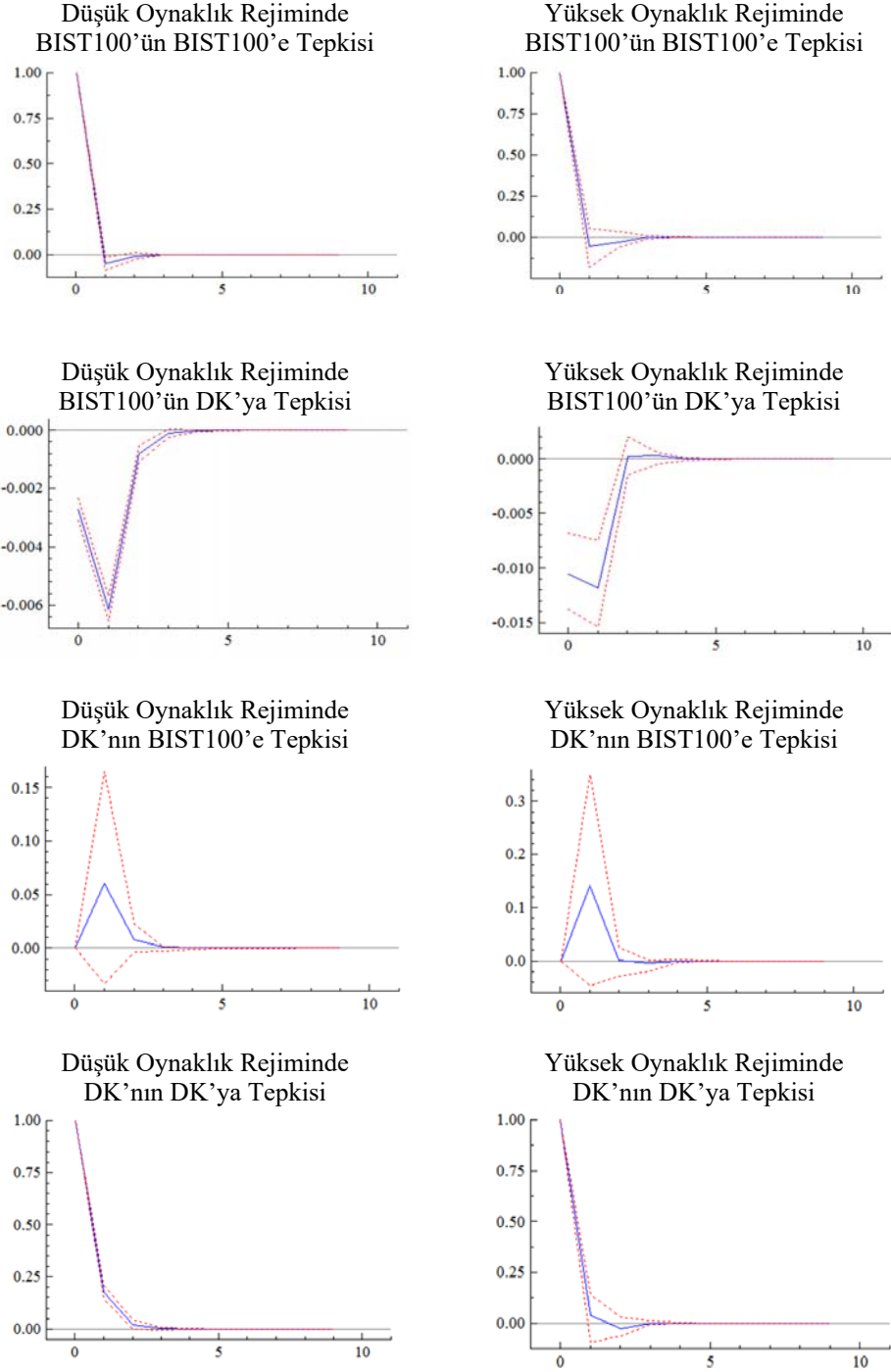
Elde edilen bulgular doğrultusunda hem doğrusal hem de rejimlere bağlı etki tepki analizleri (Ehrmann vd.) ile araştırılmıştır.

Şekil 4'e göre sonuçların Granger Nedensellik sınaması gibi sapmalı olduğu görülmektedir.



Şekil 4. Doğrusal Etki Tepki Analizi

Şekil 5'e göre sonuçlar MS-Granger nedensellik sınaması ile tutarlıdır. Hem düşük rejimde hem de yüksek rejimde DK'nın BIST 100'e tepkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.



Şekil 5. MSIAH(2)-VAR(1) Modeli için Rejimlere Bağlı Etki Tepki Analizi

Sonuç

Bu çalışmada doğrusal zaman serisi modellerinin döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri yeterince açıklayamadığını göstermek amacıyla hem geleneksel zaman serisi analizleri hem de doğrusal olmayan zaman serisi teknikleri kullanılmıştır. Her iki tahmin tekniğine başvurulmasının nedeni değişkenler arasındaki ilişkiyi hangisinin daha güvenilir ve sapmasız bir şekilde açıkladığını gösterebilmektir.

MS-VAR modelinin doğrusal modele göre daha iyi sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. MS-VAR modeli ile tahmin edilen rejimler, düşük ve yüksek oynaklık dönemleri olarak adlandırılmıştır.

Klasik Granger nedensellik sınavına göre çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ancak devamında yapılan doğrusal olmayan nedensellik sınamalarına göre hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Bununla birlikte rejimlere bağlı olarak hesaplanan MS-Granger nedensellik sınavı da hem düşük oynaklık rejiminde hem de yüksek oynaklık rejiminde %5 önem düzeyinde hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Rejimlere bağlı olarak yapılan etki tepki analizi sonuçları da MS-Granger nedensellik sınavı sonuçlarını desteklemektedir. Bu bağlamda elde edilen çalışma sonuçlarına göre Türkiye için portföy yaklaşımının geçerli olduğu görülmektedir.

Portföy yaklaşımına göre Türkiye’de hisse senedi fiyatlarında meydana gelen bir artış, ekonomik büyüme yönünde olumlu beklentiye yol açacaktır. Ekonomik büyümenin gerçekleşmesi durumunda para talebinde ve faizlerde artış yaşanacaktır. Faizlerde meydana gelen artış yabancı yatırımcıyı Türkiye’ye çekecektir. Ülkeye gelen yabancı yatırımcının TL talebi artacağından hisse senedi fiyatları da artacaktır. Bu da döviz kurunu düşme yönünde etkileyecektir.

Kaynaklar

- Ahmed Z. I., Mustafa K. (2019). “Regime-Dependent Effects on Stock Market Return Dynamics: Evidence From Saarc Countries”. *Asian Development Policy Review*, 7 (2), 111-132.
- Arat, K. (2003). “Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi”. Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Aydemir, O., E. Demirhan (2009). “The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey”. *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207-215.
- Ayvaz, Ö. (2006). “Döviz Kuru ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi”. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 1-14.
- Brock, W. A., Dechert, W. D., Scheinkman, J. A., LeBaron, B. (1996). “A Test

- for Independence Based on The Correlation Dimension”. *Econometric Reviews*, 15(3), 197-235.
- Büberkökü, Ö. (1997). “Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerden Kanıtlar”. *İMKB Dergisi*, 13(2), 1-18.
- Ceylan, S., Şahin B., Y. (2015). “Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru İlişkisi”. *The Journal of Academic Social Science Studies International Journal of Social Science*. 37, 399-408.
- Chkili, W., Nguyen, D. K. (2014). “Exchange Rate Movements and Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence for BRICS Countries”. *Research in International Business and Finance*. 31, 46-56.
- Çevik, E.İ., Çevik, N., Gürkan, S. (2012). “ABD, Almanya ve Türkiye Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki İlişkinin MS-VAR Model ile Analizi”. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 6(1), 133-155.
- Davies, N., C. M., Triggsan, D. P. Newbold (1977). “Significance of The Box-Pierce Portmanteau Statistics in Finite Samples”. *Biometrika*, 64, 517-522.
- Davies, R. B. (1987): "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative," *Biometrika*, 74(1), 33-43.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). “Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With A Unit Root”. *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Diks, C., Panchenko V. (2006). “A New Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30, 1647-1669.
- Di Sanzo S. (2009). “Testing for Linearity in Markov Switching Models: A Bootstrap Approach”. *Statistical Methods and Applications*, 18(2), 153–168.
- Doğan, N., Yalçın, Y. (2007). “The Effects of The Exchange Rate Movements on The Istanbul Stock Exchange”. *Applied Financial Economic Letters*, 3: 39-46.
- Doğru, B., M. Recepoğlu (2013). “Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasında Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Eş Bütünleşme İlişkisi”. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, EYİ 2013 Özel Sayısı, 17-34.
- Droumaguet M. (2012). “Markov-Switching Vector Autoregressive Models: Monte Carlo Experiment, Impulse Response Analysis and Granger Causal Analysis”. *European University Institute, PhD Thesis*.
- Droumaguet, M., Warne, A., Woźniak, T. (2016). “Granger Causality and Regime Inference in Markov Switching VAR Models with Bayesian Methods”. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 802–818.
- Ehrmann M., Ellison M., Valla N. (2001). “Regime Dependent Impulse Response Functions in A Markov-Switching Vector Autoregression Model”. *Discussion Paper, Bank of Finland*, 11, 1-25.

- Ehrmann M., Ellison M., Valla N. (2003). “Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov Switching Vector Autoregression Model”. *Economics Letters*, 78, 295-299.
- Elmas, B., Esen, Ö. (2011). “Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi; Farklı Ülke Piyasaları için Bir Araştırma”. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 153-170.
- Granger, C. W. J., (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods”. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hamilton, J. D. (1989). “A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle”. *Econometrica*, 57(2), 357–384.
- Ilzetzki, E., Reinhart C. M., Rogoff, K. S.(2017). “The Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements Into The 21st Century: Will The Anchor Currency Hold? *Working Paper NBER* No:23135.
- Ismail, M. T., Isa Z. B. (2009). “Modelling The Interactions of Stock Price and Exchange Rate in Malaysia”. *The Singapore Economic Review*, 54(4), 605-619.
- Kanas, A. (2005). “Regime Linkages Between The Mexican Currency Market and Emerging Equity Markets”. *Economic Modelling*, 22(1), 109-125.
- Kasman, S, (2003). “The Relationship Between Rates and Stok Prices: A Causality Analysis”. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 70-79.
- Koy, A. (2016). “Borsa İstanbul’un Doğrusal Olmayan Dinamiklerinin Markov Rejim Değişim Modelleriyle Açıklanması”. *1. Lisansüstü İşletme Öğrencileri Sempozyum Bildirileri, Nisan 2016*, (ss.175-180), İstanbul: İstanbul Ticaret Üniversitesi.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig, H. M.,Toro, J. (1999). “A New Approach to The Analysis of Shocks and The Cycle in A Model of Output and Employment”. *Economics Working Papers* eco99/30, European University Institute.
- Krolzig H. M. (2000). “Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes, Oxford University”. Working Paper 2000W31.
- Krolzig H. M. (2003). “Constructing Turning Point Chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive Models : The Euro – Zone Business Cycle”. Department of Economics and Nuffield College, Oxford University, 1-38.
- Krolzig H. M. (2006). “Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models”. Economics Department, University of Kent, Keynes College, Canterbury CT2 7NP, 1-17.
- Leybourne, S., Newbold, P., Vougas, D. (1998). Unit Roots And Smooth Transitions, *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-96.

- McLeod, A. I., Li, W. K. (1983). “Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations”. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 269-273.
- Özmen, M. (2007). “Farklı Döviz Kuru Rejimleri Altında Hisse Senetleri Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi”. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(1), 519-538.
- Pekkaya, M., Bayramoğlu, M. F. (2008). “Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasında Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama”. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 38, 163-176.
- Psaradakis Z., Ravn M., Sola M. (2005). “Markov Switching Causality and Money-Output Relationship”. *Journal of Policy Modeling*, 20, 665-683.
- Sierimo, C. (2002). *Testing The Efficient Market Hypothesis of The Helsinki Stock Exchange Further Empirical Evidence Based on Nonlinear Models*. (Research Reports) Helsinki: University of Helsinki.
- Sosa, M., Ortiz, E., Cabello, A. (2018). “Dynamic Linkages Between Stock Market and Exchange Rate in MILA Countries: A Markov Regime Switching Approach (2003-2016)”. *Análisis Económico*, 33(83), 57-74.
- Warne A. (2000). “Causality and Regime Inference in a Markov Switching VAR”. *Sveriges Riksbank*, 1-41.