

# ABD, Almanya ve Türkiye Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki İlişkinin MS-VAR Model ile Analizi

Emrah İsmail ÇEVİK\*

Nüket Kırıcı ÇEVİK\*\*

Serhan GÜRKAN\*\*\*

## Özet

Bu çalışmada ABD, Almanya ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkiler Markov Rejim Değişim-Vektör Otoregresif (MS-VAR) model ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, MS-VAR modelin piyasalar arasındaki ilişkileri betimlemede doğrusal VAR modele göre daha iyi sonuçlar verdiği belirlenmiştir. Ayrıca; düzgünleştirilmiş geçiş olasılıklarına göre, MS-VAR modelden elde edilen rejimlerin kazandıran ve kaybettiren piyasa dönemleri olarak adlandırılabilceği sonucuna varılmıştır. Rejimlere bağlı Granger nedensellik testi ve etki-tepki analizi sonuçları hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin kazandıran ve kaybettiren piyasa dönemlerine göre farklılaştığını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** *Markov Rejim Değişim VAR Model, Hisse Senedi Piyasaları Rejimlere Bağlı Etki-Tepki Fonksiyonları.*

**JEL Sınıflaması:** *G15, G17, C22.*

## Abstract - Analyzing Relationship Among Stock Markets of the US, Germany and Turkey with MS-VAR Model

In this study, the presence of dynamic relations among stock markets of the US, Germany and Turkey is examined by means of Markov regime switching-Vector Autoregressive (MS-VAR) model. Empirical results suggest that the MS-VAR model provides a better characterization of relation among stock markets than the linear VAR model. In addition, it is determined that regimes are obtained from the MS-VAR model can be named as bear and bull markets according to smoothed transition probabilities. Regime-dependent Granger causality test and impulse-response functions results show that the relations among the stock markets have varied due to bear and bull market periods.

**Key Words:** *Markov Regime Switching VAR Model, Stock Markets, Regime-Dependent Impulse-Response Functions.*

**JEL Classifications:** *G15, G17, C22.*

\* Yrd. Doç. Dr., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü.

\*\* Yrd. Doç. Dr., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

\*\*\* Arş. Gör., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

## 1. Giriş<sup>1</sup>

1980'li yılların ikinci yarısından itibaren gelişmekte olan ülkeler tarafından uygulanmaya konulan finansal serbestleşme politikaları, yatırımcılara uluslararası finansal piyasalarda daha fazla işlem yapma kolaylığı sağlamış ve bu piyasalar arasındaki ilişkileri güçlendirmiştir. Uluslararası finansal piyasalar arasındaki güçlü ilişkiler ise, piyasaların beklenmedik şoklara benzer tepkiler vermesiyle sonuçlanmıştır. Gelişmekte olan ülke hisse senedi piyasalarının 1997 yılında Güneydoğu Asya ülkelerinde, 1998 yılında Rusya'da ve 2007 yılında ABD'de ortaya çıkan ekonomik krizlere karşı benzer tepkiler vermesi piyasalar arasındaki bütünleşmenin derecesi ve güçlü ilişkinin bir göstergesi niteliğindedir.

Uluslararası yatırımcılar portföy çeşitlendirmesi yaparken riskini minimize edebilmek için portföye düşük korelasyona sahip hisse senedi piyasalarını dahil ederler. Bununla birlikte, birçok faktörden dolayı finansal piyasalar arasındaki ilişkinin derecesi gün geçtikçe artmakta ve bu durum riski minimize edecek alternatif portföyler oluşturma olanaklarını sınırlamaktadır. Finansal piyasalar arasında ilişkinin artmasına neden olan faktörlerin en önemlileri; ülkeler arasında yapılan ekonomik anlaşmalar, bölgesel birliktelikler ve ülkeler arasındaki ikili ticaret ilişkileri olarak sıralanabilir. Bu nedenle literatürde yer alan birçok çalışma hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri etkileyen söz konusu bu faktörleri dikkate alarak, finansal piyasalar arasındaki olası ilişkilerin varlığını ampirik olarak araştırmıştır. Söz konusu bu çalışmalarda farklı örneklem dönemleri ve farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiler araştırılmış olmasına rağmen, çalışmaların ortak noktası ise tamamında doğrusal modellerin dikkate alınmış olmasıdır. Bununla birlikte, özellikle son yıllarda yapılan çalışmalarda uluslararası hisse senedi piyasalarının kazandıran ve kaybettiren piyasa dönemlerinde anlamlı bir şekilde farklılaştığı ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin her zaman doğrusal yapıda olmadığı belirlenmiştir. Bu nedenle, hisse sendi piyasaları arasındaki dinamik ilişkiler araştırılırken doğrusal olmayan modellerin dikkate alınmasının gerekliliği vurgulanmıştır. Bu nedenlere dayalı olarak, özellikle gelişmiş ve gelişmekte olan ülke hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkiler incelenirken doğrusal

---

<sup>1</sup> Bu çalışma 24-26 Mayıs 2012 tarihlerinde KKTC Gazimağusa'da düzenlenen *13.Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Konferansı'nda* tebliğ olarak sunulmuştur.

olmayan modellerin dikkate alınmasının gerçekçi sonuçlar bulmak açısından son derece yararlı olacağı düşünülmektedir.

Bu çalışmada Türkiye ile ABD ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişki, 1988-2012 dönemi için incelenmiştir. Türkiye hisse senedi piyasası ile ABD ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin en doğru şekilde belirlenebilmesi, Türkiye'deki uluslararası yatırımcılar açısından portföy çeşitlendirmesi yapmak ve buna bağlı olarak optimal portföyler oluşturmak için büyük önem arz etmektedir. Çalışma kapsamına ABD ve Almanya hisse senedi piyasalarının alınmasını iki farklı nedene dayandırarak özetleyebiliriz. İlk olarak, ABD dünyadaki en büyük ekonomidir ve bu nedenle ABD ekonomisinde ortaya çıkacak dalgalanmaların tüm dünya borsalarını etkilemesi beklenmektedir. İkinci olarak, dünya genelinde uluslararası ticaret büyük ölçüde ABD Doları ile yapıldığından, ABD ekonomisinde Doları etkileyen faktörlerin diğer gelişmekte olan ülkeleri de etkilemesi öngörülmektedir. Söz konusu nedenlerle ABD hisse senedi piyasasının Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarını etkilemesi beklenmektedir. Bilindiği üzere, Euro bölgesi Türkiye'nin en büyük ticaret ortaklarından biridir ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin artmasında ticari anlaşmalar ve faaliyetler büyük önem arz etmektedir. Almanya'nın Euro bölgesindeki en büyük ekonomi olduğu dikkate alınırsa, Almanya hisse senedi piyasası ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında anlamlı bir ilişki olması beklenmektedir.

Bu çalışmada Türkiye hisse senedi piyasası ile ABD ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki doğrusal olmayan bir tahmin tekniği olan Markov rejim değişim VAR (MS-VAR) yöntemi ile araştırılmıştır. Bu bağlamda, rejimlere bağlı olarak nedensellik ve etki tepki analizleri oluşturularak Türkiye hisse senedi piyasası ile ABD ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin ortaya konulmasına çalışılmıştır. Bu çalışmanın literatüre katkısı ise, Türkiye ile gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi MS-VAR modeli ile araştıran ilk çalışmalardan biri olma özelliğinde olmasıdır.

## 2. Literatür Özeti

Uluslararası yatırımcılar için optimal portföyler oluşturmada finansal piyasalar arasındaki ilişkiler büyük önem arz ettiğinden, finansal piyasalar arasındaki ilişkileri ampirik olarak araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu bölümde bu çalışmalardan bir özet yer alacaktır.

Tahai vd. (2004), gelişmiş yedi ülkenin (Kanada, İngiltere, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve ABD) hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemde ortak bir ilişkinin

varlığını Johansen eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modeli kullanarak araştırmışlardır. Narayan ve Smyth (2004), Avustralya hisse senedi piyasası ile gelişmiş yedi ülke hisse senedi piyasası arasındaki eşbütünleşme ilişkisini, yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri ile araştırmıştır. Syriopoulos (2004), Polonya, Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Slovakya hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını Johansen eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modeli ile araştırmıştır. Narayan ve Smyth (2005), Yeni Zelanda hisse senedi piyasası ile gelişmiş yedi ülke hisse senedi piyasası arasındaki olası ilişkilerin varlığını yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri ile belirlemeye çalışmıştır. Click ve Plummer (2005), Güneydoğu Asya ülkelerinden Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland hisse sendi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını Johansen eşbütünleşme testi ile belirlemiştir. Chang vd. (2006), Tayvan'ın en yüksek dış ticaret hacmine sahip olduğu ülkelere Fransa, Almanya, Hollanda ve İngiltere ile Tayvan hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını belirleyememiştir. Egert ve Kocenda (2007), yüksek frekanslı (5'er dakikalık) veriler kullanarak, Merkez ve Doğu Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisi belirleyememiştir. Bununla birlikte, Batı Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmişlerdir. Gupta ve Guidi (2012) Hong Kong, Japonya ve Singapur hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme testi ve dinamik çok değişkenli GARCH modelleri ile araştırmışlar ve bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında kısa dönemli güçlü bir ilişkinin var olduğunu belirlemişlerdir. Hatemi-J (2012) Birleşik Arap Emirlikleri ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi asimetrik nedensellik testi ile araştırmıştır. Analiz sonucunda her iki hisse senedi piyasası arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi belirlemiş ve özellikle piyasanın düşme eğiliminde olduğu dönemlerde ilişkinin derecesinin daha da arttığı sonucuna varmıştır.

Ayrıca literatürdeki çalışmalar incelendiğinde Türkiye hisse senedi piyasası ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri araştıran çalışmaların geniş bir yer tuttuğu görülmektedir. Bu çalışmaların ortak özelliği olarak, hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştırırken genellikle eşbütünleşme testlerini dikkate almaları olarak gösterilebilir. Örneğin, Demirtaş (2002) İMKB ile ABD, İngiltere, Almanya ve Fransa hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli kullanarak araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, Fransa

ve Almanya borsalarının Türkiye borsası üzerinde etkili olduğunu ve Avrupa ile ABD hisse senedi piyasalarının birbirlerini kısa ve uzun dönemde etkilediğini tespit etmiştir. Yücesan (2004) Türkiye ile Euro bölgesindeki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi eşbütünleşme testleri ile araştırmıştır. Analiz sonuçları Türkiye ile Euro bölgesindeki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin Euro'ya geçişin ardından zayıfladığı yönündedir. Efendioğlu ve Yörük (2005), Türkiye, Almanya, Fransa, İngiltere, Hollanda ve İtalya hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmışlardır. Analiz sonuçlarına göre İMKB ile Avrupa'nın beş büyük borsası arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını tespit etmişlerdir. Taştan (2005), Türkiye ile Almanya, Fransa, İngiltere ve ABD hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri araştırdığı çalışmada, yöntem olarak GARCH ve VAR modeller kullanmıştır. Ampirik sonuçlara göre; Türk hisse senedi piyasası ile Almanya, Fransa, İngiltere ve ABD hisse senedi piyasaları arasında Gümrük Birliği öncesinde zayıf bir ilişkisinin olduğu fakat Gümrük Birliği sonrasında entegrasyon düzeyinin arttığını belirlenmiştir. Bayri ve Güloğlu (2005), Türkiye hisse senedi piyasasının AB ve ABD hisse senedi piyasaları ile bütünleşik olup olmadığını 1989-2001 ve 2001-2004 olmak üzere kriz öncesi ve sonrası iki dönemde incelemişlerdir. Çalışma sonuçları, Türkiye ile AB ve ABD hisse senedi piyasaları arasında güçlü bir uzun dönem ilişkisi olduğunu, Türk hisse senedi fiyatlarının uzun dönemde uluslararası faktörlerden etkilendiğini ortaya koymuştur. Onay (2006), çalışmada gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının AB ve ABD ile entegrasyonunu araştırmıştır. Johansen eşbütünleşme testi ve nedensellik sınaması sonuçlarına göre, hisse senedi piyasaları arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edememiştir. Ceylan (2006), G-7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının (Almanya, Fransa, İngiltere, Kanada, Japonya, ABD, İtalya) İMKB 100 endeksi üzerindeki etkilerini VAR model kullanarak araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre Japonya dışında diğer ülkelerin menkul kıymet borsalarının İMKB üzerinde etkili olduğunu tespit etmiştir. Çıtak ve Gözbaşı (2007), İMKB ile ABD, Almanya, İngiltere, Japonya, Hindistan ve Malezya hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi, eşbütünleşme testi ile incelemişlerdir. Analiz sonuçları İMKB ile İngiltere, ABD, Almanya ve Hindistan arasında bütünleşme ilişkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Küçükçolak (2008), Türkiye hisse senedi piyasası ile İngiltere, Almanya, Fransa ve Yunanistan hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Elde ettiği sonuçlara göre, Türkiye ve diğer ülkelere ait hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir bütünleşme ilişkisi bulamamıştır.

Korkmaz vd. (2008 ve 2009), Türkiye hisse senedi piyasası ile Avrupa Birliğine üye ülkeler, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler, Türkiye'nin en yüksek dış ticaret hacmine sahip olduğu ülkeler, gelişmiş ve gelişmekte olan bölgelerin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkileri eşbütünleşme testleri ile araştırmıştır. Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testlerini kullanarak, ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkileri tespit etmeyi amaçlamıştır. Kenourgios ve Samitas (2011) Türkiye, Romanya, Bulgaristan, Hırvatistan ve Sırbistan hisse senedi piyasaları ile ABD, Almanya, İngiltere ve Yunanistan hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri ile araştırmışlardır. Analiz sonucunda Balkan ülkelerinin birbirleri ve gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını belirlemişlerdir. Ülkü (2011), Türkiye ve Macaristan hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin varlığını yapısal VAR model ile araştırmıştır. Analiz sonucunda, küresel faktörler dikkate alındığında ve özellikle son küresel finansal krizin ardından her iki ülkenin hisse senedi piyasaları arasında bilgi akışının arttığını, ayrıca Türkiye hisse senedi piyasasının küresel faktörlere daha hızlı cevap verdiğini belirlemiştir. Onay ve Ünal (2012) Türkiye ile Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testi, dinamik eşbütünleşme testi ve DCC-GARCH model ile araştırmışlardır. Analiz sonucunda her iki ülkeye ait hisse senedi piyasalarının 2000 yılında ortaya çıkan yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğunu belirlemişlerdir. Buna ek olarak, dinamik eşbütünleşme ve DCC-GARCH modeli sonuçları ise ülkelere ait hisse senedi piyasaları arasında güçlü bir geri bildirim etkisi olduğunu doğrular niteliktedir. Korkmaz vd. (2012) CIVETS olarak atfettikleri Kolombiya, Endonezya, Vietnam, Mısır, Türkiye ve Güney Afrika ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Bu amaçla Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalama ve varyansta nedensellik testini kullanmışlardır. Analiz sonucunda piyasalar arasında eşzamanlı ilişkinin düşük olduğu sonucuna varmışlardır.

Bunun yanı sıra literatürde özellikle son yıllarda yer alan çalışmalar incelendiğinde, finansal piyasalar arasındaki ilişkilerin doğrusal olmayan tahmin teknikleri ile belirlenmeye çalışıldığı görülmektedir. Örneğin; İsmail ve Rahman (2011), ABD ve Güneydoğu Asya ülkeleri hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin MS-VAR modeli ile tahmin edilmesinin daha iyi sonuçlar sağlayacağını belirlemişlerdir. Benzer şekilde, Qiao vd. (2011), ABD, Avustralya ve Yeni Zelanda hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi açıklamada MS-VAR modelin doğrusal VAR modele göre daha iyi sonuçlar verdiğini

tespit etmişlerdir. Son küresel finansal krizden sonra gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsalarının farklı performanslar sergilemesi, İsmail ve Rahman (2011) ile Qiao vd. (2011) tarafından bulunan sonuçları destekler niteliktedir.

### 3. Ekonometrik Yöntem

Değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri araştırabilmek için literatürde en fazla kullanılan tahmin tekniği Vektör Otoregresif (VAR) modelidir. VAR modelde tüm değişkenler içsel olarak ele alındığından, VAR modelinin en önemli avantajlarından biri içsel ve dışsal değişken şeklinde ön bir varsayımının yapılmasına gerek olmamasıdır. VAR modelde her bir değişken sistemdeki tüm değişkenlerin geçmiş değerlerine bağlı olarak belirlenmektedir. VAR modelin matematiksel model formu aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$R_t = v + A_1 R_{t-1} + \dots + A_p R_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1)'de,  $R_t$ , içsel değişkenler vektörünü;  $v$ , sabit terimi;  $A_1, \dots, A_p$ , tahmin edilen katsayılar matrisini ve  $\varepsilon_t$ , sabit varyanslı ve içsel bağıntısız normal dağılan hata terimlerini ifade etmektedir.

VAR modelde parametrelerin doğrudan yorumu pek anlamlı olmamakla birlikte, nedensellik testi, etki-tepki (impulse-response) ve varyans ayrıştırması analizleri yapılarak bir takım yorumlarda bulunmak mümkün olmaktadır. Sistemdeki değişkenlerin kendisine ait veya başka değişkenlere ait şoklara karşı gösterdiği tepkiler önemli olmaktadır. Zaman serisi modellerinde, hata terimleri genelde şokları temsil etmek için kullanılmaktadır. Bunun sonucu sistemdeki her bir değişkenin kendi hatalarına ve diğer değişkenlerin hatalarına karşı reaksiyonu etki-tepkiler olarak adlandırılmaktadır. Etki-tepkiler aynı büyüklüğün iki farklı görünümünü ifade etmektedir. Şoku veren değişken yönünden etki, şoku alan değişken yönündense tepki söz konusudur. İki değişken arasında, değişkenlerden birinin diğerine neden olduğu yargılamasına dayalı olarak yapılan bu analiz "etki-tepki" analizi olarak adlandırılmaktadır (Tarı, 2006:435).

Bununla birlikte, literatürde yer alan çalışmalar değişkenler arasındaki ilişkinin her zaman doğrusal yapıda olmadığını ve söz konusu bu ilişkinin ekonominin genişleme ve daralma ya da finansal piyasaların kazandıran (bull market) ve kaybettiren (bear market) piyasa dönemlerinde değişebileceğini belirtmişlerdir. Bu gelişmelere bağlı olarak, Krolzig (1997) yürütmüş olduğu çalışmalar neticesinde Hamilton'un (1989) rejim değişim modelini çok değişkenli durum için genelleştirerek MS-VAR modelini önermiştir. Doğrusal VAR modelde olduğu gibi, MS-VAR modelinde de tüm değişkenler içsel olarak ele alınır ve değişkenler arasındaki dinamik ilişki rejimlere bağlı olarak tahmin edilebilir.

Hisse senedi getirisini belirten  $r_t$ ,  $T \times 1$  boyutlu bir vektör olarak tanımlanırsa ve  $R_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{kt})$   $K$ -boyutlu zaman serisi vektörünü belirtsin. Burada  $t = 1, 2, \dots, T$  şeklinde tanımlanmakta ve  $T$  örneklem hacmini belirtmektedir. Bu şekilde  $p$ . dereceden ve  $m$  durumlu MS-VAR modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$R_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}R_{t-1} + \dots + A_{p1}R_{t-p} + B_1u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_m + A_{1m}R_{t-1} + \dots + A_{pm}R_{t-p} + B_mu_t & \text{if } s_t = m \end{cases} \quad (2)$$

Denklem (2)'de, sabit terim, otoregresif katsayılar ve standart hata rejimlere bağlı olarak elde edilmektedir. Burada  $v_{i\cdot}$  sabit terimi;  $A_{1i\cdot}, \dots, A_{pi\cdot}$  rejimlere göre VAR parametrelerini belirten otoregresif katsayı matrisini;  $B_iu_t$  matrisi, indirgenmiş formdaki şokları ve  $u_t$ , çok değişkenli normal dağılan hata terimlerini göstermektedir. Rejimlere bağlı olarak elde edilen hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\sum_i = E(B_iu_tu_t'B_i') = B_iE(u_tu_t')B_i' = B_iI_KB_i' = B_iB_i' \quad (3)$$

Markov rejim değişim modeli için geçiş olasılıkları birinci dereceden  $m$  durumlu Markov zincirlerine bağlı olarak belirlenmektedir.  $p_{ij}$  geçiş olasılığı  $t$  döneminde durum  $j$ 'yi takip eden durum  $i$ 'nin olasılığını vermekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$p_{ij} = P(s_{t+1} = j / s_t = i); \quad \sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in (1, \dots, m) \quad (4)$$

Tüm geçiş olasılıkları  $m \times m$  boyutlu bir matris şeklinde aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Bu çalışma kapsamında, hisse senedi getiri serilerinin iki durumlu Markov süreci izlediği varsayılmış, iki rejimli MS-VAR modeli tahmin edilmiştir. Bundan dolayı çalışmada, ilk rejim ( $s_t=1$ ) düşük getiri yüksek varyans (kaybettiren piyasa-bear market) rejimi ve ikinci rejim ( $s_t=2$ ) yüksek getiri düşük varyans rejimi (kazandıran piyasa-bull market) olarak adlandırılmıştır<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Literatürde yer alan çalışmalar rejimleri modelin standart hatalarına göre düşük riskli ve yüksek riskli olarak ta adlandırmaktadır. Bununla birlikte, eğer VAR modelde sabit terim ve otoregresif katsayılar rejimlere bağlı olarak tahmin edilirse, rejimleri varyanslarına göre düşük ve yüksek riskli olarak tanımlamak mümkün olmamaktadır. Buna gerekçe olarak, sabit terim ve otoregresif katsayıların aynı rejimde ortak varyansı paylaştığı gösterilebilir. Bu nedenle çalışmada rejimler kazandıran ve kaybettiren piyasa olarak adlandırılmıştır.



Denklem (2)'nin tahmin edilmesinde çok sayıda maksimizasyon yöntemi olmasına rağmen, bu çalışmada Hamilton (1994) ve Krolzig (1997) tarafından önerilen Expectation-Maximization (EM) algoritması dikkate alınmıştır. Bu yineleme yöntemi gözlenemeyen durum değişkeni için Markov zincirlerine dayalı geçiş olasılıklarını ve parametre tahminlerini elde etmemize olanak sağlamaktadır.

EM algoritması zaman serilerinin gözlenemeyen bazı stokastik değişkenlere dayandığı durumlar için geliştirilmiş yinelemeli en yüksek olasılık tahmin yöntemidir. EM algoritmasında yinelemeler iki adımdan oluşmaktadır. İlk adım olan Expectation (E) aşamasında, gözlenemeyen durum değişkeni ( $s_t$ ) düzgünleştirilmiş geçiş olasılıkları kullanılarak tahmin edilmektedir. Koşullu olasılıklar BHLK (Baum-Hamilton-Lee-Kim) filtresi ile hesaplanmakta ve bilinmeyen gerçek parametre vektörü ( $\lambda$ ) yerine son maksimizasyon aşamasında tahmin edilen parametre vektörü ( $\lambda^{(j-1)}$ ) kullanılarak düzgünleştirilmektedir. Maksimizasyon (M) aşamasında ise, bilinmeyen gerçek parametre vektörünün tahmin değerleri birincil sıra koşulların çözümüne bağlı olarak elde edilmekte ve ayrıca koşullu rejim geçiş olasılıkları Expectation adımının son aşamasında elde edilen düzgünleştirilmiş geçiş olasılıkları ile yer değiştirmektedir (Krolzig, 1997).

MS-VAR modelinde doğrusal VAR modelde olduğu gibi tahmin edilen katsayı parametreleri yorumlanmamakta ve değişkenler arasındaki ilişki nedensellik testleri ve etki tepki analizleri kullanılarak araştırılmaktadır. MS-VAR modelinde nedensellik testi rejimlere bağlı ve rejimler boyunca olmak üzere tahmin edilen parametrelere kısıtlar konularak yapılmaktadır. Rejimlere bağlı etki-tepki fonksiyonları ise tahmin edilen bir rejimde içsel değişkenler ve hata terimi arasındaki ilişkileri belirlemekte ve burada her bir değişkenin şoklara karşı verdiği tepkinin büyüklüğü ve kalıcılığı zamana göre araştırılmaktadır.

MS-VAR modelinde etki-tepki fonksiyonlarını hesaplayabilmemiz için ilk olarak varyans-kovaryans matrislerinin ( $\Sigma_1, \Sigma_2, \dots, \Sigma_m$  gibi) tahmin edilmesi gerekmektedir. Bununla birlikte modelde  $K^2$  kadar bilinmeyen parametre olmasına rağmen varyans-kovaryans matrisinden  $K(K+1)/2$  sayıda parametre tahmin edilmektedir. Bu nedenle VAR modelde olduğu gibi indirgenmiş formdaki modelde yer alan parametre sayısı yapısal formdaki modelin parametre sayısından daha az olmalıdır. Ayırdetme sorunu olarak adlandırılan bu sorunun üstesinden gelebilmek için, bu çalışmada Ehrmann vd. (2003) tarafından önerilen yöntem olan Cholesky ayrıştırma yöntemi dikkate alınmıştır. Buna bağlı olarak, MS-VAR modelinin parametrelerini ve hata varyans-kovaryans matrisinin

tahmin değerleri belirlendikten sonra, rejimlere bağlı etki-tepki fonksiyonları hesaplanabilmektedir.

Matematiksel olarak,  $i$ . rejimde ve  $t$  zamanında  $k$  değişkeni için bir standart sapmalık bir şok uygulandığında,  $t+h$  zamanında rejime bağlı etki-tepki fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir:

$$\left[ \frac{\partial E_t R_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \Big| (s_t = \dots s_{t+h} = i) \right] = \theta_{ki,h}, \quad h = 0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

Ehrmann vd. (2003) rejimlere bağlı etki-tepki fonksiyonunun aşağıdaki denklemler ile tahmin edilebileceğini belirtmişlerdir:

$$\hat{\theta}_{ki,h} = \begin{cases} \hat{B}_t u_0 & h = 0 \text{ olduğunda} \\ \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \hat{A}_{ji}^{h-j+1} \hat{B}_t u_0 & h > 0 \text{ olduğunda} \end{cases} \quad (7)$$

#### 4. Çalışmanın Kapsamı ve Analiz Sonuçları

Bu çalışmada ABD, Almanya ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkinin MS-VAR yöntemi ile belirlenmesine çalışılmıştır. Bu amaçla, 1988 ile 2012 yılları arasında ABD, Almanya ve Türkiye hisse senedi piyasalarına ait aylık kapanış fiyatları (ABD Doları cinsinden) MSCI-Barra internet adresinden temin edilmiştir. Ünelere ait aylık getiri serileri  $R_t = 100 \times \ln(P_t/P_{t-1})$  formülü ile hesaplanmış ve analizlerde getiri serileri dikkate alınmıştır.

Çalışmada kullanılan getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir. Tablo 1'deki verilere göre, ele alınan dönem içinde en yüksek ortalama getiri ABD hisse senedi piyasasına aitken, standart sapma değerine göre oynaklığı en yüksek piyasa Türkiye hisse senedi piyasası olarak belirlenmiştir. Getiri serilerine ait çarpıklık ve basıklık değerleri serilerin normal dağılıma göre sola çarpık ve daha sivri olduğunu belirtmekte ve bu sonuçlar Jarque-Bera normallik testi sonuçları ile örtüşmektedir. Ünelere ait getiri serilerinin durağan olup olmadığı ADF, PP ve KPSS testleri ile araştırılmış ve üç birim kök testi serilerin durağan olduğu sonucunu vermiştir.

**Tablo 1: Ülkelere Ait Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri**

	<i>ABD</i>	<i>Almanya</i>	<i>Türkiye</i>
<b>Ortalama</b>	0.600	0.525	0.556
<b>Std. Sapma</b>	4.361	6.647	16.193
<b>Çarpıklık</b>	-0.742	-0.825	-0.046
<b>Basıklık</b>	4.502	4.871	3.959
<b>Jarque-Bera</b>	53.898 [0.000]	75.192 [0.000]	11.210 [0.000]
<b>ARCH (5)</b>	5.250 [0.000]	3.166 [0.008]	1.539 [0.177]
<b>Q (20)</b>	17.488 [0.621]	25.777 [0.173]	34.866 [0.020]
<b>Qs (20)</b>	65.057 [0.000]	35.462 [0.017]	30.744 [0.058]
<b>ADF</b>	-15.855***	-16.482***	-15.613***
<b>PP</b>	-15.927***	-16.485***	-15.618***
<b>KPSS</b>	0.255***	0.097***	0.028***

Not: Köşeli parantez içindeki değerler sıfır hipotezinin reddetme olasılığını göstermektedir. ARCH(5) LM koşullu değişen varyans testini; Q(20) ve  $Q_s(20)$  getiri serileri ve karesi alınmış getiri serileri için Ljung-Box içsel bağıntı testini göstermektedir. \*\*\* getiri serinin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki ilişkileri MS-VAR modeli ile tahmin etmeden önce, ilk olarak serilerde birden fazla rejim olup olmadığı Hansen (1992, 1996) tarafından geliştirilen LR testi ile araştırılmıştır. LR testi yapılırken Grid noktaları Qiao vd. (2011) tarafından belirtilen değerlere göre belirlenmiştir. Buna göre Grid değerleri;  $p_{22} = 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$ ;  $\mu_2 = -0.3, -0.2, -0.1, 0.0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6$ ;  $\sigma_2 = 1.5, 1.65, 1.80, 1.95, 2.1, 2.25, 2.4, 2.55, 2.7, 2.85$  şeklinde oluşturulmuştur.<sup>3</sup> LR testinde sıfır hipotezinin reddedilmesi serilerde birden fazla rejimin olduğunu göstermektedir. Bu bilgiler doğrultusunda,  $\chi^2$  istatistiği; ABD için 2.334 (p-değeri: 0.027), Almanya için 2.894 (p-değeri: 0.001) ve Türkiye için 2.769 (p-değeri: 0.012) olarak bulunmuş ve %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotez reddedilmiştir. Bu sonuçlar, ABD, Almanya ve Türkiye hisse senedi getiri serilerinin iki rejimli özelliğe sahip olduğunu göstermektedir.

MS-VAR modelinin ilk aşaması en uygun gecikme sayısının belirlenmesidir. Bu amaçla çalışmada model bilgi kriterlerinden yararlanılmış ve modele ait hata terimleri için varsayımsal testler göz önünde bulundurulmuştur. Akaike (AIC), Bayes-Schwarz (BIC) ve Hannan-Quin (HQ) model bilgi kriterleri en uygun gecikme sayısının bir olduğunu gösterdiğinden, MS-VAR modeli değişkenlerin bir gecikmeli değerleri dikkate alınarak tahmin edilmiştir.

Ülkelere ait getiri serilerinde doğrusallıktan sapma olması durumunda, doğrusal olmayan tahmin tekniklerinin veriyi daha iyi temsil etmesi beklenmektedir. Diğer bir

<sup>3</sup> Farklı Grid değerleri için LR istatistiği hesaplanmış ve benzer sonuçlar bulunmuştur.

ifadeyle, eğer ABD, Almanya ve Türkiye hisse senedi getiri serileri doğrusal olmayan özellikleri içinde barındırıyorsa, MS-VAR modelinin doğrusal VAR modele göre daha iyi model seçim istatistiklerine sahip olması beklenmektedir. Bu nedenle MS-VAR ve doğrusal VAR model için model seçim kriterleri Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2: Model Seçim Kriterleri**

	<b>Doğrusal VAR</b>	<b>MS-VAR</b>
<b>Log-likelihood</b>	-2280.113	-2822.337
<b>AIC</b>	20.056	19.794
<b>BIC</b>	20.284	20.276
<b>HQ</b>	20.147	19.987
<b>LR</b>	115.551 [0.000]	
<b>Davies p-değeri</b>	[0.000]	

Tablo 2’deki sonuçlara göre, gerek log-likelihood gerekse model seçim kriterleri MS-VAR modelin veriyi doğrusal VAR modele göre daha iyi temsil ettiğini göstermektedir. Ayrıca MS-VAR modelin değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi araştırmada daha üstün sonuçlar verip vermediğini belirlemek için likelihood ratio (LR) testi yapılmıştır.<sup>4</sup> Tablo 2’nin alt panelinde yer alan test sonucuna göre boş hipotez (burada boş hipotez doğrusal VAR ve MS-VAR modelinden elde edilen parametre tahminleri arasında anlamlı bir farklılık yoktur şeklinde kurulmakta) %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu nedenle, MS-VAR modelin değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemede doğrusal modele göre daha iyi bir yöntem olduğu sonucuna varılmıştır.

Değişkenler arasındaki ilişkiyi MS-VAR modelin daha iyi temsil ettiği belirlendikten sonra, en yüksek olabilirlik yöntemi kullanılarak model parametreleri tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 3’te verilmiştir. Rejim değişim modellerinde ortaya çıkan bir diğer önemli sorun ise rejimlerin adlandırılmasıdır. Literatürde yer alan çalışmalar genellikle rejimleri modelin sabit terimi ve standart hatasına göre isimlendirmektedir. Bu çalışmada da, benzer bir yöntem izlenerek modelin sabit terimi ve standart hatasına göre rejimler sınıflandırılmıştır. Bu amaçla Tablo 3’teki parametre tahmin değerleri dikkate alındığında, ilk rejimde sabit terim tüm getiri serileri için negatif olarak belirlenirken, ikinci rejimde pozitif olarak belirlenmiştir. Bu sonuç, ülkelere ait ortalama endeks getirilerinin ilk rejimde negatif, ikinci rejimde ise pozitif olduğunu göstermektedir.

<sup>4</sup> Literatürde doğrusallığı test eden çok sayıda çalışma olmasına rağmen, bu çalışmaların ortak özelliği uygulamada hesaplama gücü oluşturmasıdır (Hansen, 1992; Garcia, 1998; Cho ve White, 2001). Bu nedenle literatürde yer alan çok sayıda doğrusal model ile Markov rejim değişim modellerini karşılaştırmada LR testini kullanmıştır (Örneğin, Kanas ve Genius (2005), Kanas (2006, 2009) ve Chen (2008, 2010)).

**Tablo 3: MS-VAR Modeli Sonuçları**

	Rejim 1 (Kaybettiren Rejim)			Rejim 2 (Kazandıran Rejim)		
	$R_{ABD,t}$	$R_{ALM,t}$	$R_{TÜR,t}$	$R_{ABD,t}$	$R_{ALM,t}$	$R_{TÜR,t}$
<b>Sabit</b>	-1.302 [0.087]	-1.281 [0.294]	-1.720 [0.471]	1.689 [0.000]	1.709 [0.000]	0.207 [0.854]
$R_{ABD,t-1}$	0.282 [0.306]	0.878 [0.048]	0.520 [0.528]	-0.165 [0.026]	-0.175 [0.140]	0.800 [0.021]
$R_{ALM,t-1}$	-0.091 [0.570]	-0.338 [0.194]	0.195 [0.683]	-0.065 [0.205]	-0.066 [0.434]	0.117 [0.609]
$R_{TÜR,t-1}$	0.019 [0.720]	-0.048 [0.569]	-0.305 [0.067]	-0.004 [0.796]	0.015 [0.527]	0.146 [0.033]
$\sigma$	5.762	8.934	17.855	3.151	4.917	14.568
$P-\chi^2$	240.104 [0.057]					
$N-\chi^2$	18.109 [0.005]					
$H-\chi^2$	23.720 [0.942]					

Not: Köşeli parantez içindeki değerler katsayı tahminlerine ait p-değerleridir.  $\sigma$  rejimlere göre regresyon denkleminin standart hatalarını göstermektedir.  $P-\chi^2$  Portmanteau içsel bağıntı testini,  $N-\chi^2$  normallik testini ve  $H-\chi^2$  değişen varyans testini göstermektedir (testler ile ilgili ayrıntılı bilgi Krolzig (1997) yer almaktadır).

Getiri serilerinin standart hata tahmin değerleri ise ilk rejimde ikinci rejime göre daha yüksek elde edilmektedir. Bu sonuç ise, ilk rejimde getiri serilerinin oynaklığının daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu bilgiler doğrultusunda, ilk rejim negatif ortalama getiri ve yüksek oynaklığın yaşandığı dönemler olarak belirlenmekte ve bu durum finansal literatüründe kaybettiren (bear) rejim olarak isimlendirilmektedir. İkinci rejim ise, ortalama getirinin pozitif olduğu ve oynaklığın nispeten daha düşük olduğu dönemleri içinde barındırdığında kazandıran (bull) rejim olarak adlandırılmaktadır. Tablo 3'ün altında yer alan hata terimlerine ait varsayımsal test sonuçları, %1 anlamlılık düzeyinde hata terimlerinin sabit varyanslı ve içsel bağıntısız olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte hata terimlerinin normal dağılıma sabit olduğunu belirten boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir.

Kazandıran ve kaybettiren rejimler için geçiş olasılıklarına ve rejimlerin ortalama kalıcılık sürelerine Tablo 4'de yer verilmiştir. Bu sonuçlara göre; kaybettiren ve kazandıran rejimlerin kalıcılığı oldukça yüksek bulunurken, kazandıran rejimin kalıcılığının daha yüksek olduğu (%95.8) belirlenmiştir. Buna göre; getiri serisinin  $t$  döneminde kaybettiren rejimdeyken  $t+1$  döneminde tekrar kaybettiren rejimde olma olasılığı %88.6, kazandıran rejime geçme olasılığı ise %11.4 olarak tahmin edilmiştir. Diğer taraftan getiri serisi  $t$  döneminde kazandıran rejimdeyken  $t+1$  döneminde tekrar kazandıran rejimde olma olasılığı %95.8, kaybettiren rejime geçme olasılığı ise %4.2 olarak belirlenmiştir. Ele alınan örneklem döneminde, kaybettiren rejim dönemi 80 ay ve getiri

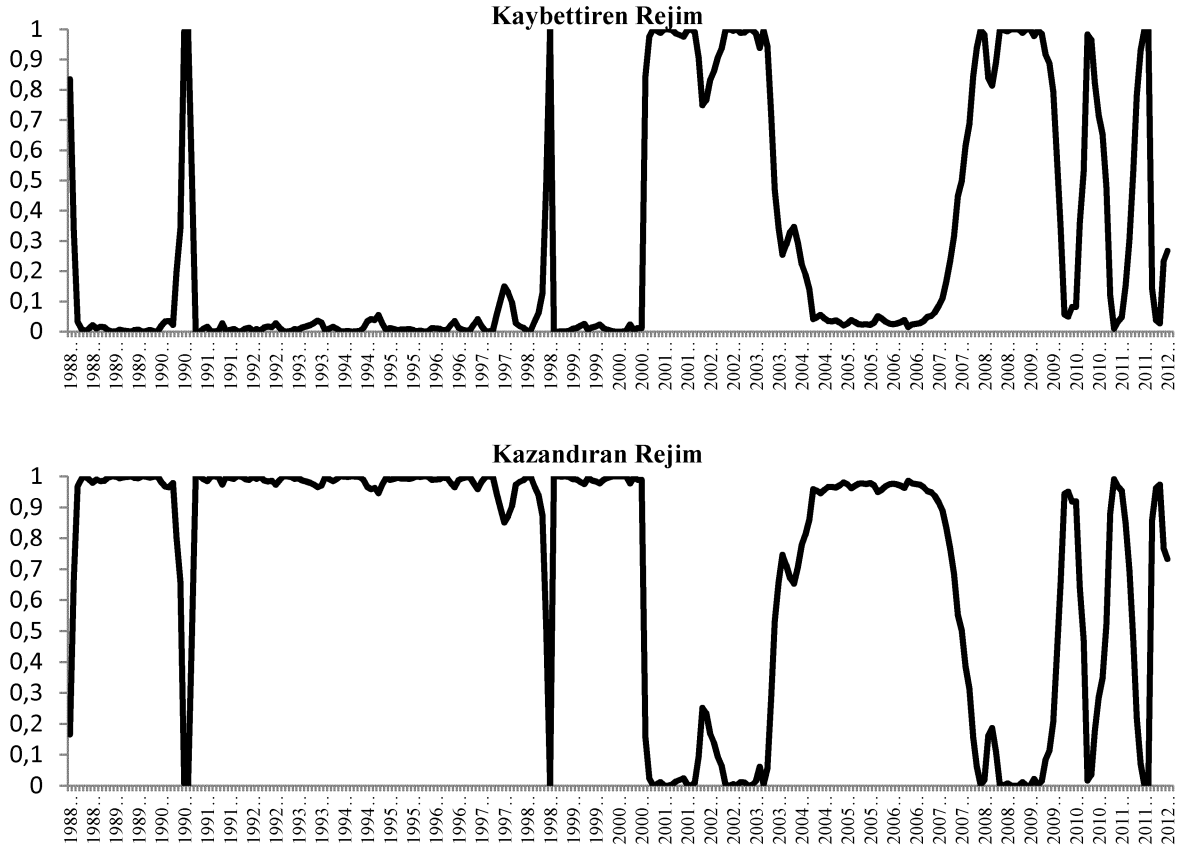
serilerinin kaybettiren rejimde ortalama kalma süresi 8 ay olarak bulunurken, kazandıran rejimlerin toplam süresi 208 ay ve kazandıran rejimde ortalama kalma süresi 23 ay olarak belirlenmiştir.

**Tablo 4: Rejimlere Ait Geçiş Olasılıkları**

Rejim Olasılıkları	Kaybettiren Rejim	Kazandıran Rejim
Kaybettiren Rejim	0.886	0.114
Kazandıran Rejim	0.042	0.958
Rejimde Kalma Süreleri	<b>Toplam Rejimde Kalma Süresi (Ay)</b>	<b>Ortalama Rejimde Kalma Süresi (Ay)</b>
Kaybettiren Rejim	80.4	8.73
Kazandıran Rejim	208.6	23.93

Şekil 1’de düzgünleştirilmiş geçiş olasılıklarına göre belirlenen kaybettiren ve kazandıran rejim dönemleri yer almaktadır. Kaybettiren rejim dönemleri incelendiğinde dört farklı dönemin ön plana çıktığı görülmektedir. Ele alınan örneklem dönemi içinde ilk kaybettiren rejim dönemi 1990’lı yılların başına rastlamaktadır. Bilindiği üzere, Amerikan ekonomisi 1983-1990 döneminde tarihinin ikinci en uzun büyüme sürecini yaşamış ve bu dönemde yıllık ortalama büyüme oranı %3.3 olarak belirlenmiştir. 1980’li yılların sonuna gelindiğinde ekonomi tam istihdama ulaşmış ve yıllık enflasyon oranı %5 seviyelerine yaklaşmıştır. 1990’lı yılların başında enflasyon oranının daha da artmasından endişelenen Amerikan Merkez Bankası sıkı bir para politikası uygulayarak faiz oranlarını arttırmaya başlamıştır. Bu gelişmelere bağlı olarak 1990’lı yılların başında ekonomi ile ilgili beklentilerin tersine dönmesi ve Irak’ın Kuveyt’i işgal etmesiyle artan petrol fiyatları ekonominin resesyona girmesine ve finansal piyasaların olumsuz yönde etkilenmesine neden olmuştur.

## Şekil 1: Düzgünleştirilmiş Geçiş Olasılıklarına Göre Kaybettiren ve Kazandıran Rejim Dönemleri



İkinci kaybettiren rejim dönemi 1997 Güneydoğu Asya ve 1998 Rusya krizleri ile ilgilidir. Her ne kadar ABD ve Almanya gibi gelişmiş ekonomiler bu krizlerden önemli ölçüde etkilenmese de Türkiye ekonomisi özellikle 1998 Rusya krizinden önemli ölçüde etkilenmiştir ve bu nedenle bu dönem kaybettiren rejim dönemi olarak belirlenmiştir.

2000'li yılların başında Amerika ve gelişmekte olan ülkelerde çok sayıda finansal ve ekonomik kriz yaşanmış ve bunun sonucunda yaklaşık üç yıl gibi (2000-2003 yılları) oldukça uzun bir süre kaybettiren rejim dönemi olarak belirlenmiştir. 2000'li yılların başında ortaya çıkan bu krizler; 2000 yılının başında ABD'de ortaya çıkan dot.com krizi, 2001 yılında patlak veren Enron skandalı, 2001 yılında yaşanan 11 Eylül saldırıları, 2001 Türkiye ekonomik krizi, 2001-2002 Arjantin ekonomik krizi şeklinde sıralanabilir.

Son olarak 2007 yılında ABD'de emlak piyasasında ortaya çıkan ve ardından küresel çapta finansal krize dönüşen krizin etkisiyle birlikte 2007 yılının ortalarında tekrar kaybettiren rejime girilmiştir. Günümüze gelindiğinde, piyasaların hala tam olarak dengeye gelmediği ve bu dönemde ortaya çıkan düşüşlerin "V" mi yoksa "W" şeklinde mi olacağı konusu tam bir netlik kazanmamıştır. Çünkü tahmin edilen geçiş olasılıkları

finansal piyasalardaki durumun bir süre daha oynak bir şekilde devam edeceğini gösterir niteliktedir.

Bu çalışmanın amacı, finansal piyasalar arasındaki dinamik ilişkileri belirlemek olduğundan ilk olarak endeks getirileri arasında bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığı gerek rejimlere göre gerekse tüm rejimler boyunca araştırılmıştır. Nedensellik ilişkisini belirleyebilmek için gecikmeli parametrelere kısıt konularak Wald testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 5'te gösterilmiştir. Tablo 5'teki sonuçlara göre, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına yönelik kaybettiren rejimde nedensellik ilişkisi belirlenemezken, kazandıran rejimde ABD endeks getirisi Türkiye endeks getirisinin Granger nedeni olarak bulunmuştur. Bu sonuç, finansal piyasalarda işler kötü giderken (diğer bir ifadeyle fiyatlar düşme eğiliminde ve oynaklık yüksek iken) Türkiye hisse senedi piyasası ABD hisse senedi piyasasından ayrışırken, işler yolundayken Türkiye hisse senedi piyasası ile ABD hisse senedi piyasasının birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Bu sonuç, özellikle küresel finansal krizin ardından gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin göstermiş olduğu ekonomik performans farklılıkları dikkate alındığında beklentileri karşılar niteliktedir. Örneğin 2007-2012 yılları arasında hisse senedi piyasasında aylık ortalama getiri ABD için %-0.03, Almanya için %-0.21 ve Türkiye için ise %0.20 olarak bulunmuş, söz konusu bu dönemde Türkiye gelişmiş ekonomilerden ayırtmıştır.

**Tablo 5: Finansal Piyasalar Arasındaki Nedensellik İlişkisi**

Nedensellik İlişkisi	Kaybettiren Rejim	Kazandıran Rejim	Tüm Dönem
ABD → Türkiye	0.399 [0.527]	5.369** [0.020]	6.148** [0.046]
ABD → Almanya	3.956** [0.046]	2.189 [0.139]	5.379* [0.067]
Almanya → Türkiye	0.324 [0.568]	0.401 [0.256]	0.697 [0.705]
Almanya → ABD	0.323 [0.569]	1.617 [0.203]	2.127 [0.345]
Türkiye → ABD	0.128 [0.720]	0.066 [0.796]	0.186 [0.911]
Türkiye → Almanya	0.324 [0.568]	0.401 [0.526]	0.697 [0.705]

Not: "→" simgesi nedenselliğin yönünü göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler sıfır hipotezi ret ya da kabul etme olasılıklarıdır. \*\* ve \* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde nedensellik ilişkisini göstermektedir.

ABD ve Almanya için nedensellik testi sonuçları incelendiğinde ise tam tersi bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Şöyle ki, ABD hisse senedi piyasası Almanya hisse senedi piyasasının sadece kaybettiren rejimde Granger nedeni olarak bulunmuştur. Bu sonuç ise ABD finansal piyasalarda işler kötüye gitmeye başladığında Almanya'da da işlerin kötüye

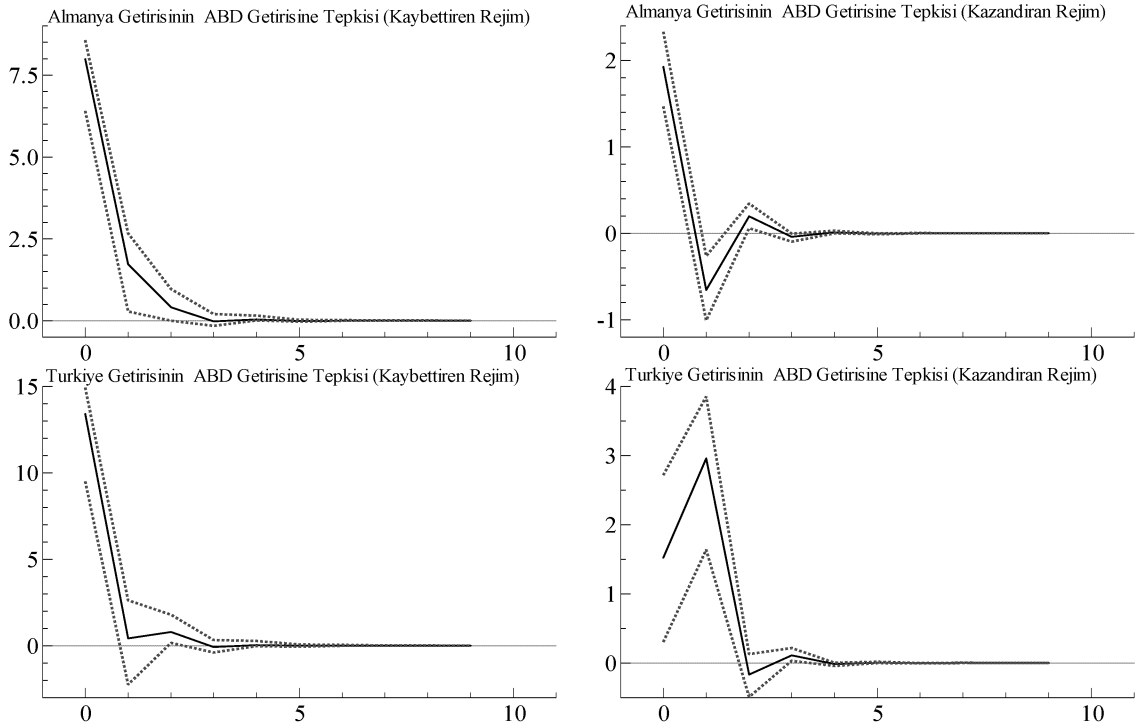


gittiğini, bununla birlikte kazandıran rejimde bu iki hisse senedi piyasasının birbirinden ayrıştığını göstermektedir.

Diğer taraftan Almanya hisse senedi piyasası ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında her iki rejimde de bir nedensellik ilişkisi belirlenmemiştir. Ayrıca Almanya ve Türkiye hisse senedi piyasası ABD hisse senedi piyasasının Granger nedeni olarak bulunamamıştır.

Çalışmanın son bölümünde değişkenler arasındaki ilişki etki-tepki fonksiyonları yardımıyla belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla ilk olarak ABD hisse senedi getiri serisine bir standart sapmalılık şok uygulanmış ve Almanya ile Türkiye hisse senedi getiri serilerinin vermiş oldukları tepki ölçülmüştür.<sup>5</sup> Etki-tepki analiz sonuçları Şekil 2’de gösterilmiştir.<sup>6</sup>

## Şekil 2: Almanya ve Türkiye Hisse Senedi Piyasalarının ABD Hisse Senedi Piyasasındaki Şoklara Tepkisi



Şekil 2’de yer alan etki-tepki analizi sonuçları ile Granger nedensellik analizi sonuçları birbirleriyle uyumludur. Şöyle ki, kaybettiren rejimde Almanya hisse senedi piyasasının ABD hisse senedi piyasasındaki şoka tepkisi ilk iki gecikme için pozitif ve

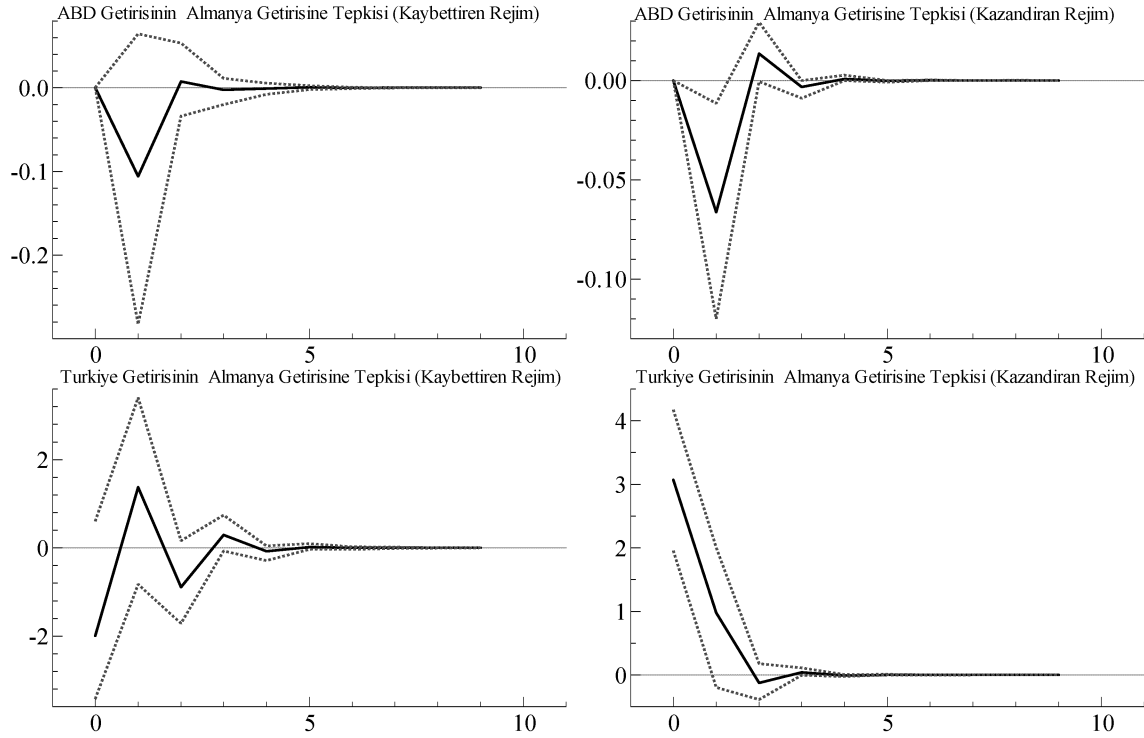
<sup>5</sup> Etki-tepki fonksiyonları analizlerde dikkate alınan değişkenlerin sıralamasına oldukça duyarlı olduğundan, bu çalışmada sıralama nedensellik testi sonuçlarına göre dışsal değişkenden içsel değişkene doğru yapılmıştır. Buna göre, MS-VAR modelinde değişkenlerin sıralaması  $R_{t-1}$ ,  $R_{t-2}$  ve  $R_{t-3}$  şeklindedir. Ayrıca sonuçların güvenilirliği açısından değişkenlerin sıralaması değiştirilmiş tekrar etki-tepki fonksiyonları tahmin edilmiştir. Bununla birlikte sonuçlar arasında anlamlı bir farklılık bulunamamıştır.

<sup>6</sup> Şekillerde kesikli çizgi bir standart sapmalılık güven sınırlarını göstermektedir. Güven sınırları 1000 tekrarlı bootstrap yöntemiyle elde edilmiştir.

istatistiksel olarak anlamlı bulunurken, kazandıran rejimde tahmin edilen tepki istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Diğer taraftan, Türkiye hisse senedi piyasasının ABD hisse senedi piyasasına tepkisi kazandıran rejimde ilk iki gecikme için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı iken, kaybettiren rejimde istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.

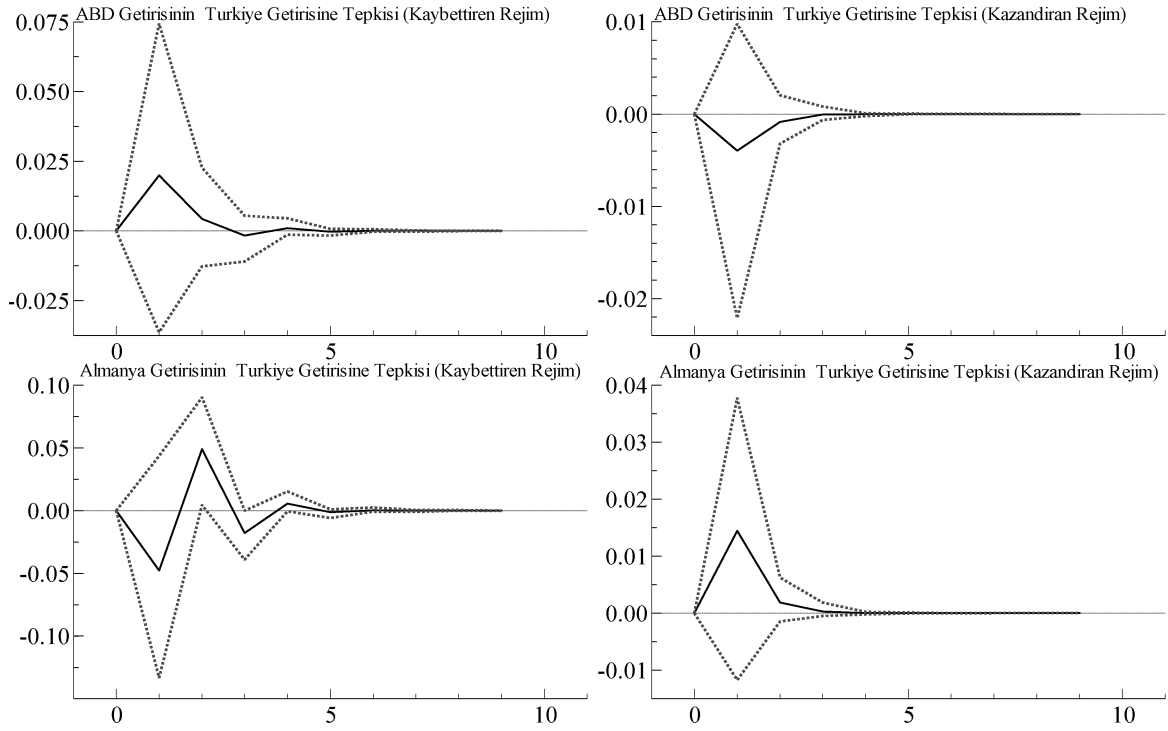
Şekil 3'te yer alan etki-tepki fonksiyonları, Almanya hisse senedi piyasasında ortaya çıkan şokların ABD ve Türkiye hisse senedi piyasalarını istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilemediğini göstermektedir. Bu sonuç Tablo 5'te yer alan nedensellik testi sonuçları ile örtüşmektedir.

### Şekil 3: ABD ve Türkiye Hisse Senedi Piyasalarının Almanya Hisse Senedi Piyasasındaki Şoklara Tepkisi



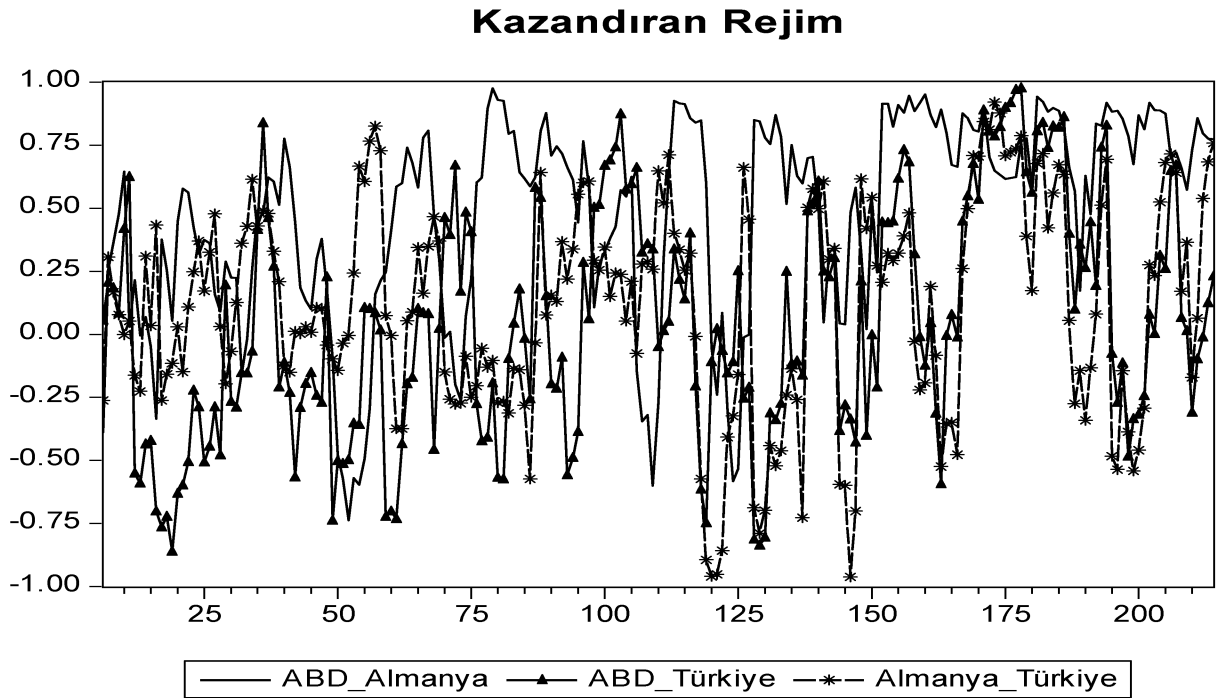
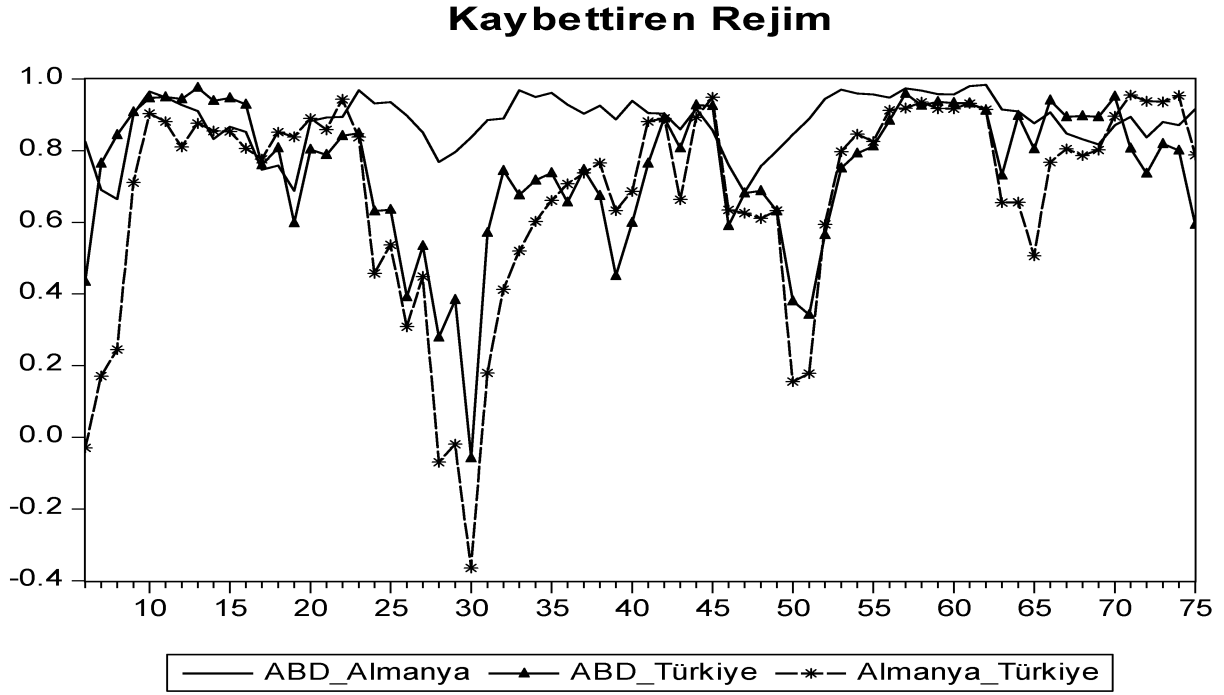
Şekil 4'te yer alan etki-tepki analizi sonuçları incelendiğinde, gerek ABD gerekse Almanya hisse senedi piyasalarının Türkiye hisse senedi piyasalarında ortaya çıkan şoklara her iki rejimde istatistiksel olarak anlamlı tepkiler vermediği belirlenmiştir ve bu sonuç beklentileri karşılar niteliktedir

#### Şekil 4: ABD ve Almanya Hisse Senedi Piyasalarının Türkiye Hisse Senedi Piyasasındaki Şoklara Tepkisi



Son olarak ülkelere ait hisse senedi getirileri arasındaki 6 aylık zaman dilimine göre hesaplanan (rolling) korelasyon katsayıları rejimlere bağlı olarak hesaplanmış ve Şekil 5’de gösterilmiştir. Şekil 5’teki sonuçlara göre, kaybettiren rejimde ABD ile Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun pozitif ve oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Bununla birlikte kaybettiren rejimde Türkiye ile ABD ve Almanya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun oldukça azaldığı belirlenmiştir. Kazandıran rejimde ise hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun +1 ile -1 arasında değerler aldığı Şekil 5’ten görülmektedir.

Şekil 5: Kaybettiren ve Kazandıran Rejimlere Göre Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Korelasyonlar



## 5. Sonuç

Bu çalışmada ABD, Almanya ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkinin varlığı 1988 ile 2012 yılları arasında aylık getiri serileri kullanılarak araştırılmıştır. Doğrusal modellerin değişkenler arasındaki ilişkileri yeterince açıklayamadığı gösterilerek çalışmada doğrusal olmayan tahmin tekniklerinden MS-VAR modeli kullanılmıştır.

Elde edilen analiz sonuçlarına göre, değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemede iki rejimli MS-VAR modelinin doğrusal modele göre daha iyi sonuçlar verdiği ve MS-VAR modelinden tahmin edilen rejimlerin kazandıran ve kaybettiren dönemler olarak adlandırılabilceği belirlenmiştir. Nedensellik testi ve etki-tepki analizleri sonucunda, Türkiye hisse senedi piyasasının ABD hisse senedi piyasasından kazandıran rejimde etkilendiği ve kaybettiren rejimde bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. Türkiye ile Almanya hisse senedi piyasası arasında her iki rejimde de anlamlı bir nedensellik ilişkisi bulunmazken, Almanya ile ABD hisse senedi piyasası arasında kaybettiren rejimde nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Elde edilen bu ampirik sonuçların optimal portföyler oluşturmak açısından uluslararası yatırımcılara yol gösterici nitelikte olacağı düşünülmektedir.

## Kaynakça

1. Bayri, O., ve Gülođlu, B.. (2005). Hisse Senedi ve Yabancı Para Piyasalarının Entegrasyonu: Türkiye, AB ve ABD Örneđi. İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, Sayı (234): 13–34.
2. Ceylan, N. B.. (2006). G-7 Ülkelerinin Borsalarının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri. İMKB Dergisi, 32: 37-55.
3. Chang, T., Nieh, C. C. ve Wei, C. C.. (2006). Analysis of Long-run Benefits from International Equity Diversification between Taiwan and its Major European Trading Partners: An Empirical Note. Applied Economics, 38: 2227-2283.
4. Chen S-W.. (2008). Non-Stationarity and Non-Linearity in the Stock Prices: Evidence from the OECD Countries. Economics Bulletin, 3: 1-11.
5. Chen S-W.. (2010) Regime Non-Stationarity and Non-Linearity in Inflation Rates: Evidence from OECD Countries. International Research Journal of Finance and Economics, 463: 47-57.
6. Cho, J. ve White, H.. (2007). Testing for Regime Switching. Econometrica, 75: 1671-1720.
7. Çıtak, L. ve Gözbaşı, O.. (2007). İMKB İle Bazı Önde Gelen Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Bütünleşmenin Temel Endeks ve Ana Sektör Endeksleri Temelinde Analizi. Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi, 22(2): 103-125.
8. Click, W. R. ve Plummer, G. M.. (2005). Stock Market Integration in ASEAN after the Asian Financial Crisis. Journal of Asian Economics, 16: 5-28.
9. Davies, R. B.. (1987). Hypothesis Testing When The Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative. Biometrika, 74: 33–43.
10. Efendiođlu, E. ve Yörük, D.. (2005). Avrupa Birliđi Sürecinde Türk Hisse Senedi Piyasası ile Avrupa Birliđi Hisse Senedi Piyasalarının Bütünleşmesi: İMKB Örneđi. [http://www.tcmb.gov.tr/yeni/iletisimgm/Enver\\_Efendiođlu-Demet\\_Yoruk.pdf](http://www.tcmb.gov.tr/yeni/iletisimgm/Enver_Efendiođlu-Demet_Yoruk.pdf), (Erişim Tarihi: 12.12.2011)
11. Egert, B. ve Kocenda, E.. (2007). Interdependence between Eastern and Western European Stock Markets: Evidence from Intraday Data. Economic Systems, 31: 184-203.
12. Ehrmann, M., Ellison, M. ve Valla, N.. (2003) Regime-dependent Impulse Response Functions in A Markov Switching Vector Autoregression Model, Economics Letters, 78: 295–299.
13. Garcia, R.. (1998). Asymptotic Null Distribution Of The Likelihood Ratio Test In Markov Switching Models. International Economic Review, 39: 763-788.

28. Küçükçolak, N.. (2008). Co-integration of the Turkish Equity Market with Greek and other European Union Equity Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 13: 58-73.
29. Narayan, P. K. ve Smyth, R.. (2004). Modelling the Linkages between the Australia and the G7 Stock Markets: Common Stochastic Trends and Regime Shifts. *Applied Financial Economics*, 14: 991-1004.
30. Narayan, P. K. ve Smyth, R.. (2005). Cointegration of Stock Markets Between New Zealand, Australia and the G7 Economies: Searching for Comovement under Structural Change. *Australian Economic Papers*, 44 (3): 231-247.
31. Onay, C.. (2006). A Co-integration Approach to European Union Integration: The Case of Acceding and Candidates Countries, *European Integration Online Papers (Elop)*, 10 (7), 1-11, <http://eiop.org/eiop/texte/2006-007a.htm>, (Erişim Tarihi: 11.01.2012).
32. Onay, C. ve Ünal, G.. (2012). Cointegration and Extreme Value Analyses of Bovespa and the Istanbul Stock Exchange. *Czech Journal of Economics and Finance*, 62 (1): 66-91.
33. Qiao, Z., Li, Y. ve Wong, W.-K.. (2011). Regime-Dependent Relationships among the Stock Markets of the US, Australia and New Zealand: A Markov-switching VAR Approach, *Applied Financial Economics*, 21: 1831-1841.
34. Syriopoulos, T.. (2004). International Portfolio Diversification to Central European Stock Markets. *Applied Financial Economics*, 14(17): 1253-1268.
35. Tahaj, A., Rutledge, R. W. ve Khondkar, K. E.. (2004). An Examination of Financial Integration for the Group of Seven (G7) Industrialized Countries Using an I(2) Cointegration Model. *Applied Financial Economics*, 14: 327-335.
36. Tari, R.. (2006). *Ekonometri, Avcı Ofset*, İstanbul.
37. Taştan, H.. (2005). Dynamic Interdependence and Volatility Transmission in Turkish and European Equity Markets, *Turkish Association Discussion Paper 2005/10*, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/turkishvoltrans.pdf>, (Erişim Tarihi: 11.06.2011)
38. Ülkü, N.. (2011). Modeling Comovement among Emerging Stock Markets: The Case of Budapest and Istanbul. *Czech Journal of Economics and Finance*, 61 (3): 277-304.
39. Yu, J. S. ve Hassan, M. K.. (2008). Global and Regional Integration of the Middle East and North African (MENA) Stock Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 48: 482-504.

14. Gupta, R. ve Guidi, F.. (2012). Cointegration Relationship and Time Varying Co-movements among Indian and Asian Developed Stock Markets. *International Review of Financial Analysis*, 21: 10-22.
15. Hamilton, J.. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
16. Hamilton, J.. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
17. Hansen, B.. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Non-Standard Conditions: Testing The Markov Switching Model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 7: 61-82.
18. Hansen, B.. (1996). Erratum for the Likelihood Ratio Test Under Non-Standard Conditions: Testing The Markov Switching Model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 11: 195-198.
19. Hatemi-J, A.. (2012). Is the UAE Stock Market Integrated with the USA Stock Market? New Evidence from Asymmetric Causality Testing. *Research in International Business and Finance*, 26: 273-280.
20. İsmail, M. T. ve Rahman, R. A.. (2009). Modelling the Relationship between US and Selected Asian Stock Markets. *World Applied Sciences Journal*, 7 (11): 1412-1418.
21. Kanas, A. ve Genius, M.. (2005). Regime (Non)Stationarity in the US/UK Real Exchange Rate. *Economics Letters*, 87: 407-413.
22. Kanas, A.. (2006). Purchasing Power Parity and Markov Regime Switching. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38: 1669-1687.
23. Kanas, A.. (2009). Real Exchange Rate, Stationarity, and Economic Fundamentals. *Journal of Economics and Finance*, 33: 393-409.
24. Korkmaz, T., E. Atukeren ve Çevik, E. İ.. (2012). Return and Volatility Spillovers among CIVETS Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 13 (2): 230-252.
25. Korkmaz, T., S. Zaman ve Çevik, E. İ.. (2009). İMKB ile Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisinin Yapısal Kırılma Testleri İle Analizi. *Akdeniz Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Mayıs: 40-71.
26. Korkmaz, T., S. Zaman ve Çevik, E. İ.. (2008). İMKB'nin Avrupa Birliği ve Türkiye'nin Yüksek Dış Ticaret Hacmine Sahip Ülke Borsaları ile Entegrasyon İlişkisi. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4 (8): 19-44.
27. Krolzig, H.. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Springer, Berlin.