

Risk İştahı Endeksinin Markov Rejim Modeli ile İncelenmesi: Türkiye Örneği

Investigating the Risk Appetite Index with Markov Regime Model: Case of Turkey

Saffet AKDAĞ¹

Ömer İSKENDERÖĞLU²

<https://orcid.org/0000-0001-9576-6786>

<https://orcid.org/0000-0002-3407-1259>

ÖZ

Finansal pazarlar içsel ve dışsal faktörlere bağlı olarak dinamik şekilde hareket ederler. Yatırımcıların risk iştahı da finansal pazarların hareketliliğinde önemli bir etkidir. Risk iştahı endeksi Merkezi Kayıt Kuruluşu tarafından yayınlanan bir veri olup pazar ve yatırımcılar için pozisyon alma açısından kritik öneme sahiptir. Bu çalışmada tüm yatırımcılara ait risk iştahı endeksinin parametrik olarak rejimlere ayrılıp ayrılmadığı incelenmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda risk iştahı endeksinin 2008 - 2016 dönemleri arası haftalık verilerinden yararlanılarak Markov Rejim Modeli ile bir dizi analiz gerçekleştirilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar risk iştahının yüksek oynaklıklı ve düşük oynaklıklı rejimlere ayrılabilmesini ortaya koymaktadır. Ayrıca ekonomik kriz, siyasi istikrarsızlık ile dünyada ve Türkiye’de artan terör olaylarının risk iştahının yüksek oynaklıklı dönemine denk geldiği sonucuna da ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Risk İştahı, Markov Rejim Modeli, Doğrusal Olmama

ABSTRACT

Financial markets changes dynamically along with many internal and external factors. Investors' risk appetite is one of the key elements of volatility in financial markets. Risk appetite indexes are data published by the Central Securities Depository Institution having importance in terms of positioning besides determination for markets and investors. In this study, it is examined whether or not the calculated risk appetite index of all investors in Turkey is separated into regimes parametrically. On this respect, an analysis of Markov Regime Model has been employed on risk appetite index of all investors utilizing the weekly frequency data spanning from 2008 to 2016. The results from the study reveals that the risk appetite can be divided into high volatility and low volatility regimes parametrically. In addition, the economic crisis, political instability, increasing terror attacks in the World and Turkey are found to occur during the period of high volatility regime of risk appetite.

Key Words: Risk Appetite, Markov Regime Model, Nonlinear

Sermaye piyasaları fon fazlası olan yatırımcıların uzun vadeli yatırımlar gerçekleştirdikleri piyasalardır. Yatırımcılar risk ve getiri tercihlerine göre farklı menkul kıymetler arasından seçim gerçekleştirirler. Ancak çoğu zaman piyasa dinamikleri yatırım sürecinde belirleyici olur. Piyasaların artışı ve azalışı yatırımcılar açısından belirleyici yatırım kararlarının alınmasına neden olabilmektedir. Akademik literatürde ve finans çevrelerinde bu artış ve azalışlar boğa ve ayı piyasası olarak adlandırılmaktadır. Boğa ve ayı piyasası olarak

sınıflandırmanın ortaya çıkışı hakkında literatürde net bir bilgi bulunmamakla birlikte finans çevreleri tarafından en çok kabul gören açıklama bu hayvanların kurbanlarına saldırma biçimleriyle alakalı olduğudur. Boğa saldırıları hakkında en belirgin özellikleri çarpma anında boynuzları ile kurbanını havaya kaldırmaları, ayı saldırılarında ise pençelerini aşağıya kurbanına doğru indirmeleridir (Aydoğan 2013:25). Bu ise artış ve azalışın hangi piyasa şeklinde sınıflandırıldığı konusunda bilgi sağlamaktadır.

¹Dr.Öğretim Üyesi, Yozgat Bozok Üniversitesi, İİBF, Bankacılık ve Finans, Yozgat, saffet.akdag@bozok.edu.tr

²Prof.Dr., Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İİBF, İşletme, Niğde, oiskenderoglu@ohu.edu.tr

Yatırım sürecinde boğa ve ayı piyasaları olarak adlandırılan artış ve azalış dönemlerini ayırabilmek gelecekteki yatırım planlamaları konusunda yatırımcıya bilgi sağlayacaktır. Ancak pazarda oluşan her artış boğa ve her azalış ayı piyasası olarak tanımlanmamaktadır. Fabozzi ve Francis (1977) çalışmasında boğa ve ayı piyasaları ile artan ve azalan piyasalar ayrı ayrı tanımlanmıştır. Buna göre pazar trendine göre seçilen dönemdeki kapsamlı menkul kıymet veri setinde artışlar yoğunluktaysa bu durumda boğa piyasasından söz edilmekte, azalışlar yoğunluktaysa ayı piyasasından söz edilmektedir. Daha farklı bir piyasa tanımlaması Sperandeo (1990) çalışmasında görülebilir. Buna göre boğa piyasası, ortalamada yüksek getirinin olduğu bir dönemi bölen bir önceki getiriye kıyasla daha düşük ancak ortalama getiriye arttıran getiri, ayı piyasası ise ortalamada düşük getiri olduğu bir dönemde uzun dönemli daha düşük bir alt getiri olarak ifade edilmektedir (Sperandeo, 1990:102). Chauvet ve Potter (2000) çalışmasında da benzer tanımlama yapılmıştır. Ancak Lindahl-Stevens (1980) çalışmasında boğa piyasasında getirilerin sadece pozitif olmasının yeterli olmayacağı, risksiz getirinin aşıldığı durumlarda boğa piyasalardan söz edilebileceği ortaya konmaktadır. Bir anlık fiyat değişikliği ile boğa veya ayı piyasasının oluşmayacağını ortaya koyan Pagan ve Sossounov (2003) çalışmasında boğa ve ayı piyasası ortalama bir sürede hisse senedi piyasasındaki kümülatif fiyat değişikliğine göre tanımlanmıştır. Bunlar dışında Fabozzi ve Francis (1977), Kim ve Zumwalt (1979) ve Chen (1982) çalışmalarında hisse senedi getirileri belirli bir eşik değerinin üstünde veya altında olursa boğa ve ayı piyasalarının oluştuğuna işaret edilmiştir. Boğa ve ayı piyasalarının nasıl sınıflandırıldığına ilişkin tartışmalar teorik ve pratik düzeyde halen devam etmektedir.

Boğa ve ayı piyasalarının oluşması pazar riskini değiştireceğinden yatırımcıların yatırım tutumu da değişebilecektir. Piyasa koşulları, belirsizliğin azaldığı ve getirinin arttığını işaret ettiğinde yatırımcıların risk taşıma istekliliği artar. Risk iştahı olarak ifade edilen risk taşıma istekliliği farklı metotlar kullanılarak hesaplanabilmekte ve yatırımcıların riske karşı takındıkları tavır risk iştahı endeksleri ile ölçümlenebilmektedir. Bu bağlamda birçok ülke finansal piyasalarındaki risk taşıma istekliliğini tespit etmek amacıyla risk iştahı endeksi hesaplamaları yapmakta ve yayınlamaktadır. Bu endekslerden ilki sayılan VIX (Volatility Index) endeksi Standards and Poors hisse senedi endeks opsiyonları için vadesine 1 hafta kalan ve vadesi en fazla 2 ay olan opsiyonların fiyatlarından hareketle volatilitenin beklentisini ölçmektedir. VIX 1993 yılından beri hesaplanmakta

olup küresel risk iştahının bir göstergesi ve korku endeksi olarak da ifade edilmektedir. Bunun dışında farklı piyasalar için çok farklı risk iştahı endeksleri bulunmaktadır. Örneğin İsviçre bankası Credit Suisse 1998'den bu yana küresel risk iştahı olarak kabul edilen GRAI (Global Risk Appetite Index) endeksini hesaplayıp yayınlamaktadır. Endeksin hesaplamasından çoğunluğu gelişmiş ülkelerin hisse senedi ve tahvillerinden oluşan 64 finansal varlık kullanılmaktadır. JP Morgan ise piyasalardaki oynaklık ve riski ölçen LCVI (Liquidity Credit and Volatility Index) endeksini 2002 yılından itibaren yayınlamaktadır. Endeks yatırımcıların risk taşıma istekliliğinin ölçüsü olarak döviz piyasalarının yanı sıra geniş bir varlık sınıfı yelpazesine dayanmaktadır. LCVI, hazine bonusu, döviz swapları, gelişen piyasalar endeksi, RAI ve VIX endeksi gibi çeşitli göstergeleri üzerinden ve kredi riski, likidite riski ve volatilitenin riskini hesaplamaya çalışmaktadır. İsviçre merkezli UBS'in yatırımcı duyarlılığı ISI (Investor Sentiment Index) endeksi bulunmaktadır. 1996 yılından beri hesaplanan endeks önümüzdeki on iki ay içinde işsizlik, ekonomik büyüme ve hisse senedi piyasalarının performansı hakkında sorular sormaktadır. Ankete katılanlar, en az 10.000 dolarlık bir yatırım portföyüne sahip olan bir hane reisinin başıdır. ISI Endeksi yatırımcılara duygularını sorduğundan dolayı yatırımcı duyarlılığının en iyi ölçen endeks olarak kabul edilir (Ras, 2015:7 Merrill Lynch tarafından hesaplanan GFSI (Global Financial Stress Index) finansal stres endeksi ve MOVE (Merrill Lynch Option Volatility Expectations Index) oynaklık beklenti endekside piyasalardaki risk iştahı göstergesi olarak kabul gören endekslerdir. MOVE Endeksi, ABD Hazine tahvillerinin otuz günlük süre içindeki oynaklığına ilişkin piyasa tahminlerini yansıtır. Hisse senetlerine dayalı VIX endeksinin ABD Hazine tahvillerine dayalı halidir. MOVE endeksi yükselmesi tahvil piyasasında risklerin ve volatilitenin arttığını gösterir (Eğilmez, 2015). Avustralya merkezli Westpac'ın RAI (Risk Appetite Index) risk iştahı endeksi özellikle döviz piyasalarında meydana gelen kısa dönemli hareketlere bağlı olarak hesaplanmaktadır. RAI, zamanın herhangi bir noktasında aşırı getiri derecesi ve risk derecesi arasındaki korelasyonu ölçer. Pozitif endeks ölçümleri, artan risk iştahının bir göstergesi olarak değerlendirilirken, aşırı getiri riskinin tersi yönde hareket ettiğine işaret eden negatif endeks ölçümleri, risk iştahının azaldığına işaret etmektedir. finansal piyasalar tarafından takip edilen en önemli risk iştahı endekslerindedir.

Türkiye'de ise risk iştahı endeksi (RISE), farklı yatırımcı grupları için (tüm yatırımcılar, yerli yatırımcılar, yabancı yatırımcılar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel ki-

şiler, yerli fonlar ve nitelikli yatırımcılar) Merkezi Kayıt Kuruluşu (MKK) ile Özyeğin Üniversitesi işbirliğince hesaplanmakta ve yatırımcıların bilgisine sunulmaktadır. RİSE geçmiş herhangi bir dönemde 5.000 TL ve üzeri hisse senedi portföy değerine sahip her yatırımcının haftalık portföy değişimlerinden yola çıkılarak hesaplanan haftalık bir endekstir. Endeks, yatırımcıların her Cuma günü sahip olduğu hisse senedi ve A tipi yatırım fonu toplam portföy değeri değişimlerinin BIST100 endeksindeki değişimlerinden arındırılmış halleri kullanılarak hesaplanmaktadır. İlgili haftadaki düzeltilmiş portföy değerinden, önceki 52 haftalık değerlerinin ağırlıklı ortalaması çıkartılarak, her bir yatırımcının o hafta kendi normalinden ne kadar sapma gösterdiği hesaplanmaktadır. Oluşan bu sapmalar matrisi üzerinden, yatırımcılara '0' ve '100' aralığında değişen skorlar verilmekte olup bu skorların yatırımcıların o haftaki portföy büyüklüklerinin toplam piyasa büyüklüğüne oranına göre ağırlıklı ortalaması alınarak tüm piyasa için genel bir risk iştahı endeksi hesaplanır (Saraç vd., 2016:33).

Bu çalışmanın amacı yatırımcıların risk iştahının boğa ve ayı piyasası gibi rejimlere ayrılıp ayrılmadığını tespit etmektir. Bu doğrultuda 2008 – 2016 dönemleri arası tüm yatırımcılar için haftalık olarak hesaplanmış risk iştahı verileri Markov Rejim Modeliyle incelenmiştir. Bu kapsamda çalışma beş bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde piyasa sınıflandırma şekillerinden olan boğa ve ayı piyasası kavramları ile risk iştahı ve risk iştahının göstergesi olan endekslerden bahsedilmiştir. İkinci bölümde risk iştahı endeksleri üzerinde rejim oluşup oluşmadığına yönelik çalışmaların yer aldığı literatür taraması bulunmaktadır. Üçüncü bölümde ise analizde kullanılan Markov Rejim Modeline ilişkin bilgiler verilmiştir. Dördüncü bölümde veriler üzerinde yapılan analiz ve sonuçları, son bölüm ise sonuç kısman oluşmakta olup analiz sonucu elde edilen bulgular yorumlanmaktadır.

Literatür

Risk iştahının boğa ve ayı piyasası gibi sınıflandırılmasına ilişkin çalışmaların gerisinde hisse senedi getirilerinin boğa ve ayı piyasası olarak sınıflandırılmasıyla ilgili çalışmalar yer almaktadır. Literatürde boğa ve ayı piyasalarını ayırmak için çok farklı yöntemler kullanılmaktadır. Geleneksel olarak ex-post veri ile fiyat endeksleri doğrultusunda ayırım gerçekleştiren çalışmalar mevcuttur. Bry ve Boschan (1971), Pagan ve Sossunov (2003), Lunde ve Timmermann (2004), Gonzales ve diğerleri (2005) bu çalışmalara örnek verilebilir. Ayrıca literatürde sermaye piyasalarının

döngüsel hareket sergilediği buna göre piyasaların tahmin edilemeyeceğini inceleyen çalışmalarda bulunmaktadır. Sözü geçen döngü sabit bir formda olup çoğu zaman döngüsel hareketlilik rejim değişim modelleriyle açıklanabilir. Örneğin Hamilton ve Lin (1996), Chauvet ve Potter (2000), Maheu and McCurdy (2000) rejim değişim modelleriyle boğa ve ayı piyasasını ayırmaya çalışmış çalışmalardır. Literatürde varlık fiyatlarının döngüsel hareketini Markov modeliyle inceleyen Cechetti vd. (1990, 1993) çalışmalarına rastlanmaktadır. Bu çalışmalardan elde edilen genel sonuç rassal yürüyüşün reddedilemeyeceği yönündedir. Benzer olarak menkul kıymet getirilerinde rejim oluşup oluşmadığı Turner vd. (1989), Perez-Quiros ve Timmermann (2000), Ang ve Bekaert (2002) ile Guidolin ve Timmermann (2005) çalışmalarında da değerlendirilmiştir. İlgili çalışmalardan elde edilen sonuçlar birbirleri ile benzerlik göstermemektedir.

Volatilite ve sebebi olan pazar riskinin incelendiği Mayfield (2004) çalışmasında pazar riski Markov Rejim Modeliyle ayrıştırılmış ve pazar riskinin dinamik bir yapıya sahip olduğu tespit edilmiştir. Buna göre risk yapısının zamana bağlı olarak değiştiği Maheu ve McCurdy (2000) çalışmasında incelenmiş boğa ve ayı piyasalarının zamana bağlı risk yapısı değerlendirilmiştir. İlgili çalışmada rejimlerin ortalamalarla değil volatilitieyle oluştuğu sonucuna ulaşılmıştır. Pazar volatilityesinin zaman içerisinde değiştiği Schwert (1989, 1998) çalışmalarında da vurgulanmaktadır. Campbell vd. (2001) çalışmasında ise idiosinkriatik riskin (firma seviyesindeki risk) zaman içerisinde artış eğiliminde olduğu fakat pazar volatilityesinin sabit kalabildiği sonucuna varılmıştır. Aylık getiri volatilityesinin tartışıldığı bir diğer çalışma Kim, Nelson, ve Startzb (1998) çalışması olup aylık getiri volatilityesinin üç rejime bölündüğü de tespit edilmiştir.

Risk iştahının rejimlere bölünüp bölünmediği konusunu doğrudan inceleyen çalışma sayısı sınırlıdır. Konunun incelendiği ilk çalışmalardan birisi Giot (2003) çalışması olup Asya krizi öncesinde ve sonrasında VIX ve VDAX endekslerinde rejim değişikliği oluşup oluşmadığı incelenmeye çalışılmıştır. 1992 - 2002 döneminin incelendiği çalışmada Markov Rejim Modeli kullanılarak kriz döneminin ilgili endekslerde yapısal volatilitie değişikliğine neden olduğu tespit edilmiştir. Krizin neden olduğu rejim geçişinin beş yıl boyunca devam ettiği de çalışmadan elde edilen bir diğer sonuçtur. Guo ve Wohar (2006) çalışmasında ise VIX ve VXO endekslerinde volatilitenin zamana bağlı değişip değişmediği incelenmiştir. Bunun için Bai ve Perron

(1998, 2003a,b,2004) metodu kullanılarak 1990 - 2003 dönemleri için ilgili endekslerde rejim geçişi oluşup oluşmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Çalışma sonucunda ilgili endekslerin üç farklı rejim dönemine ayrıldığı tespit edilmiş ve örneklem dönemi boyunca volatilitenin sabit olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. VIX endeksini inceleyen bir diğer çalışma olan Baba ve Sakurai (2011) çalışmasında ise VIX indeksi için 1990 - 2010 döneminde rejim geçişi olup olmadığı incelenmiştir. Markov Rejim Modeli kullanılarak tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi kapasite kullanım endeksi hazine bonosu ve tahvil getirileri makroekonomik verilerinin VIX endeksindeki rejim geçişini tespit edebildiği sonucuna ulaşılmıştır. İlgili çalışma sonucunda VIX endeksinde üç farklı rejim olduğu da tespit edilmiştir. Benzer bir şekilde Ramo (2012) çalışmasında, VIX endeksinde rejim oluşup oluşmadığı ve rejimler arası geçişlerin var olup olmadığını tespit etmek amacıyla Markov rejim değişim modeli kullanılmıştır. Analiz sonucunda Baba ve Sakurai (2011) çalışmasından farklı olarak VIX endeksinde yüksek oynaklı ve düşük oynaklı iki rejim olduğu ve oluşan rejimlerin kendi özelliklerini yansıttığı ifade edilmiştir. Bu bağlamda yüksek oynaklı rejimin 1997 Asya finans krizini, 1998 Rusya krizini, 2000 yılı dot.com balonunu ve 2008 küresel ekonomik krizini içerdiği görülmektedir. Papanicolaou ve Sircar (2014) çalışmasında ise SP500 ve VIX opsiyon piyasası risk endeksleri kullanılarak boğa ve ayı piyasaları ayrılmaya çalışılmıştır. Rejim geçişli stokastik volatilité modelleri çerçevesinde piyasaların ayrılabilirdiği sonucuna varılmıştır. Song vd., (2016) çalışmasında ise Güney Kore risk iştahı göstergesi VKOSPI endeksi üzerinde, Markov rejim değişim modeli kullanılarak rejim meydana gelip gelmediği ve bu rejimler üzerinde ABD finansal piyasalarındaki değişkenlerin etkisi araştırılmıştır. VKOSPI endeksinde sakin, çalkantılı ve kriz rejimi olarak üç rejim olduğu tespit edilmiştir. Özellikle kriz dönemlerinde ABD piyasalarındaki değişkenlerin, içsel değişkenlere göre VKOSPI endeksindeki değişimleri daha iyi açıkladığı ifade edilmiştir. Konuyla ilgili olarak Türkiye üzerine gerçekleştirilen bir çalışma olan Saraç vd., (2016) çalışmasında Türkiye'deki yerli ve yabancı yatırımcılar için hesaplanan risk iştahının tahmin edilebilir olup olmadığı araştırılmıştır. Caner ve Hansen (2001) eşikli birim

kök testleri kullanılarak analizin ilk kısmını oluşturan yerli yatırımcılara ait RİSE serisinin, doğrusal olduğunu dolayısıyla eşik etkisinin var olmadığı ifade edilmiştir. Ancak analizin ikinci kısmını oluşturan yabancı yatırımcılara ait RİSE serisinin ise, doğrusal olmadığını dolayısıyla eşik etkisinin var olduğu ifade edilmiştir. Bununla birlikte yabancı yatırımcıların risk iştahlarında düşüş yaşandığı dönemlerde ilgili veri setinin tahmin edilebildiği, ancak risk iştahlarının artış yaşandığı dönemlerde ise ilgili veri setinin tahmin edilemediği de çalışmadan elde edilen bir diğer sonuçtur.

Yöntem

Doğrusal olmayan zaman serilerinde rejim oluşup oluşmadığına tespitine yönelik rejim değişim modelleri kullanılmaktadır. Bu modeller rejimin zaman içinde değişim durumuna göre ikiye ayrılmaktadırlar. Birinci tip modellerde rejimler, gözlemlenebilen bir değişkene bağlı olarak oluşmaktadır. Tong (1978) ve Tong ve Lim (1980) çalışmalarında geliştirilen eşikli otoregresif (TAR) modelleri bu kapsamdaki modellerdir (Franses vd., 2014:207). İkinci tip modellerde ise rejimler, gözlenemeyen rassal bir değişken tarafından belirlenmektedir. Markov Rejim Modeli'de bu kapsamda ele alınmaktadır (Kayhan, Bayat ve Koçyiğit, 2013:9). Markov Rejim Modeli Hamilton (1989) çalışmasında geliştirilen tek değişkenli Markov Rejim Modeli ile literatüre kazandırılmış, Krolzig (1997) çalışmasında çok değişkenli analizlere de uyarlanmasıyla da geniş bir alanda kullanım imkanı sağlamıştır (Koy, Çetin ve Ersan 2016:32). Markov Rejim Modelinin temel mantığı, bir markov zinciri ile bir rejimden diğerine geçişe neden olan stokastik süreci açıklamaktır. Markov zinciri, hem rejimlerin var olup olmadığını tespit etmek hemde doğrudan gözlemlenemeyen bir durum değişkeni veya değişkenler karmasının hareket tarzını modellemek için kullanılmaktadır (Bildirici vd., 2010).

Hamilton (1989) çalışmasında, ekonominin daralma ve genişleme dönemlerini diğer bir ifadeyle rejimleri, gözlenemeyen ve tamsayı değeri alan tesadüfi değişkenine göre hesaplanmaktadır (Brooks, 2014:502). Bu amaçla Hamilton (1989) çalışmasında geliştirilen tek değişkenli, 2 rejimli MSA-AR(p) modelini ifade eden denklem (1 ve 2) aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p} + \varepsilon_t & \text{eğer } (s_t = 1) \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p} + \varepsilon_t & \text{eğer } (s_t = 2) \end{cases} \quad (1)$$

$$y_t = \phi_{0,s_t} + \phi_{1,s_t}y_{t-1} + \dots + \phi_{p,s_t}y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

y_t : Zaman serisi değişkeni

ϕ : Rejimlere ait otoregresif gecikme parametreleri

S_t : Rejimlerin değerleri

p : Modelin otoregresif derecesi

ε_t : Hata terimleri

Markov Rejim Modelinde, rejim değişkeni olan S_t doğrudan gözlemlenememekte, ancak finansal zaman serisi olan y_t gözlemlenebilmektedir. Gözlemlenebilen y_t zaman serisinin özellikleri, gözlemlenemeyen S_t rejim değişkenine bağlıdır (Krolzig 1997:11). y_t 'nin ortalamasının ve AR parametrelerinin rejim ile birlikte değiştiği modeli ifade eden denklem (3) aşağıdaki gibidir (Koy, 2016:178).

$$y_t - \mu_t = \phi(y_{t-1} - \mu_{t-1}) + \mu_t \quad (3)$$

Sabitin ve AR parametrelerinin rejimle birlikte değiştiği modeli ifade eden denklem (4) ise aşağıdaki gibidir.

$$y_t - c_{st} = \phi y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

En genel haliyle MS-VAR modeli ifade eden denklem (5) ise aşağıdaki gibidir (Krolzig, 1998:4).

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t \quad (5)$$

Markov Rejim modellerinde rejimleri üreten süreç, geçiş olasılıkları ile belirlenen sonlu sayıda durumdan oluşan ergodik bir Markov zinciri olarak ifade edilebilir (Koy, 2017:74). İki rejimli bir modelde rejimler arası ilişkileri açıklayan Markov rejim Modelini ifade eden denklem (6) ise aşağıdaki gibidir (Hamilton, 1996:128).

$$P\{S_t = j | S_{t-1} = i\} = P\{S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots\} = p_{ij} \quad (6)$$

İki rejimli bir modelde rejimler arası geçiş olasılıklarını ifade eden denklemler (7,8,9,10) ve rejim geçiş olasılıkları matrisi (11) ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11} = p \quad (7)$$

$$Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 1] = p_{10} = 1 - p \quad (8)$$

$$Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = p_{00} = q \quad (9)$$

$$Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 0] = p_{01} = 1 - q \quad (10)$$

$$P = \begin{bmatrix} q & 1 - q \\ 1 - p & p \end{bmatrix} \quad (11)$$

Rejimler arasındaki geçiş olasılıklarını ifade eden değerler (p_{11} , p_{10} , p_{00} , p_{01}) pozitif olmalı ve toplamaları da bire eşit ($p_{11} + p_{10} = 1$ ve $p_{00} + p_{01} = 1$) olmalıdır (Franses and Dijk, 2000:82).

Krolzig (1997 ve 1998) çalışmasında Markov değişim vektör otoregresif (MSVAR) modellerini sınıflandırmış ve bu modelleri çok değişkenli serilere uyarlayarak Markov rejim değişim modelinin gelişmesine katkı sağlamıştır. Bu bağlamda Krolzig (1997) çalışmasında literatüre kazandırılan MS-VAR modelleri sabit katsayının veya ortalamasının rejime bağlı olup olmamasını diğer bir ifade ile rejime göre değişkenlik gösterip göstermemesine göre iki ana gruba ayrılmaktadır. (Türkmen 2017:130). MS-VAR modelleri otoregresif parametrelerin rejimlere göre değişip değişmediği ve hata terimlerinin değişen varyans özelliği taşıyıp taşımadığına göre de alt gruplara ayrılmaktadır (Koy vd., 2016:32). Bu kapsamda MS-VAR modelleri aşağıdaki Tablo 1'de görülebilir.

Sabit içeren modeller (MSI) ile ortalama içeren modeller (MSM) arasındaki temel fark rejim geçişlerindeki farklılıktan kaynaklanmaktadır. Sabitli modellerde rejimler arası geçişler daha yumuşaktır. Dolayısıyla bu tip modellerde bir rejim değişiminden sonra yeni seviyeye yavaşça ulaşmaktadır. Ortalama içeren modeller ise rejimler arası geçişler daha keskindir. Bu bağlamda bu tip modellerde bir rejim, değişiminden sonra yeni seviyesine bir kerelik sıçrama ile ulaşmaktadır (Krolzig, 1998:6).

Tablo 1: MS-VAR Modelleri

μ Değişir		MSM		MSI	
		μ sabit	v değişir	v sabit	
A _j sabit	Σ sabit	MSM-VAR	Doğrusal VAR	MSI-VAR	Doğrusal VAR
	Σ değişir	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A _j değişir	Σ sabit	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ değişir	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

M (Markov değişim ortalaması), I (Markov değişim sabiti), A (Otoresif parametre), H (Değişen varyans)

Kaynak: (Krolzig, 1997:14)

Analiz

Bu çalışmada risk iştahı göstergesi olan ve Merkezi Kayıt Kuruluşu tarafından haftalık frekansta yayımlanan tüm yatırımcılara ait RİSE endeksinin 2008-2016 yılları arası haftalık verileri kullanılmıştır. Türkiye'de risk iştahının göstergesi olarak risk iştahı endeksi kullanılmaktadır. Çalışmada öncelikle ilgili veri setinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 2'de rapor edilmiş daha sonra serinin durağan olup olmadığının tespitine yönelik birim kök testleri yapılmış son olarak ise Markov Rejim Modeli ile seride rejim oluşup oluşmadığı test edilerek elde edilen sonuçlar rapor edilmiştir.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	RİSE
Ortalama	43.824
Medyan	44.305
Maksimum	73.685
Minimum	11.407
Standart Sapma	12.127
Çarpıklık	-0.198
Basıklık	2.649
Jarque-Bera (Olasılık)	5.465 (0.065)

Verilerin temel istatistiklerine yer verilen Tablo 2 incelendiğinde; RİSE serisinin maksimum 73.685 ile minimum 11.407 değerleri arasında yaklaşık 62.278 birimlik bir aralıkta bulunduğu gözlemlenmektedir. Verinin ortalaması 43.824, medyan değeri 44.305 ve standart sapması ise 12.127'dir. Normal dağılımdan sapma derecesini ifade eden çarpıklık (skewness) değeri -0.198 eğim istatistiği ile verinin hafif sola çarpık olduğunu göstermektedir. Jarque-Bera test sonucu da serinin normal dağılım gösterdiğini ifade etmektedir.

Çalışmada öncelikle RİSE endeksi serisinin durağanlığının tespitinde literatürde sıkça kullanılan KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin), ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips-Perron) ve yapısal kırıklı Peron (1989) birim kök testleri kullanılmıştır. MS-VAR modeli Test sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

KPSS testinin boş hipotezi ilgili serinin durağan olduğu şeklinde kurulmaktadır. KPSS sonuçlarına göre %1 ve %5 anlamlılık seviyesine göre RİSE değişkenine ait H_0 hipotezi reddedilemediğinden seriler düzeyde durağanlık özelliği sergilemektedir. Bu durum %1 anlamlılık seviyesinde ADF ve PP testlerinde de yinelenerek doğrulanmaktadır. KPSS test sonuçlarına

göre diğer testler ile benzer olarak ilgili serinin birim kök içermediği söylenebilir. Yapısal kırıklık birim kök testi sonuçlarına da göre de RİSE endeksinin %1 anlam seviyesinde birim kök içermediği görülmektedir. Birim kök test sonuçları doğrusal olmayan yöntemlerinde kullanılabileceği durağanlık koşullarını sağlamıştır. Çalışma yöntemi MS-VAR modeli ile birden fazla rejim için sınama gerçekleştirdiğinden doğrusal olmayan birim kök testleri ile durağanlık sınamasına ihtiyaç duyulmamıştır.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

Birim Kök Testleri	Test Türü	RİSE Endeksi
KPSS	Sabitli	-0.063
	Sabitli ve Trendli	-0.064
ADF	Sabitli	-8.951*
	Sabitli ve Trendli	-8.943*
PP	Sabitli	-8.996*
	Sabitli ve Trendli	-8.990*
Peron (1989)	Sabitli	-9.682*
	Sabitli ve Trendli	-9.037*

*%1 önem seviyesinde anlamlıdır.

RİSE endeksinde rejim oluşup oluşmadığını tespit etmek amacıyla Markov Rejim Modeli kullanılmıştır. Tablo 4'te en uygun MS-VAR modelinin belirlenmesi amacıyla RİSE endeksi üzerinde yapılan MS-VAR tabanlı rejim modellerinin sonuçları verilmiştir.

Tablo 4: MS-VAR Rejim Modelleri Karşılaştırma

Model	Log-likelihood	AIC	LR	Davies
MSI(2) VAR(0)	-1727.551	7.404	206.28*	0,000
MSI(2) VAR(1)	-1666.130	7.156	1.378	0.711
MSI(2) VAR(2)	-1651.435	7.118	17.725*	0,000
MSI(2) VAR(3)	-1647.068	7.119	17.444*	0,000
MSI(3) VAR(0)	-1689.958	7.256	281.470*	0,000
MSI(3) VAR(1)	-1650.087	7.110	33.465*	0,000
MSIH(2) VAR(0)	-1725.942	7.401	209.500*	0,000
MSIH(2) VAR(1)	-1652.844	7.109	27.951*	0,000
MSIH(2) VAR(2)	-1647.172	7.103	26.251*	0,000
MSIH(2) VAR(3)	-1642.588	7.104	26.401*	0,000
MSIH(2) VAR(4)	-1638.861	7.107	26.030*	0,000
MSIH(3) VAR(0)	-1675.729	7.208	309.92*	0,000
MSIH(3) VAR(1)	-1648.081	7.114	37.477*	0,000
MSIH(3) VAR(2)	-1643.481	7.109	33.633*	0,000
MSIH(3) VAR(3)	-1639.216	7.106	33.147*	0,000
MSIH(3) VAR(4)	-1635.325	7.109	33.101*	0,000

*%1 önem seviyesinde anlamlıdır

Tablo 4'te sırasıyla 3 rejime kadar modeller, çeşitli otoregresif gecikmeli değerleri de içeren versiyonlar halinde listelenmiştir. Yukarıdan aşağıya sırasıyla sabitli modeller için 3 rejim ve 4. Dereceden otoregresif sürece kadarki modellere ilişkin sonuçlar verilmiştir. Ayrıca varyansın rejime bağlı olarak değişiminin model için bir iyileştirme olup olmadığı da 3 rejim ve 4. Dereceden otoregresif sürece kadar incelenmiştir. Uygun rejim sayısı ve otoregresif gecikme uzunluğu AIC, istatistikleri ve sağlamlık testlerinin anlamlılığı altında, modelin rejim geçiş matrisinin kararlılığı, tespit ettiği rejimlerin görsel analizi, katsayıların büyüklüğü ve anlamlılığı gibi kriterler göz önünde bulundurularak MSIH(2)-VAR(2) modeli tercih edilmiştir. Tablo 5'te MSIH(2)-VAR(2)'ye ait Markov Rejim Modeli sonuçları verilmiştir.

Tablo 5: MSIH (2)VAR(2) Model Sonuçları

Model: MS_ARMA (2, 2, 0,)	Katsayılar	t Olasılık
Sabit (Rejim 1)	37.381	0.000
Sabit (Rejim 2)	51.342	0.000
Sigma (Rejim 1)	8.715	0.000
Sigma (Rejim 2)	5.847	0.000
RİSE-1	0.591	0.000
RİSE-2	0.105	0.061
LR-test Chi ² (4)	26.251	0.000
Davies	0.000	
Normality test: Chi ² (2)	0.414	0.813
ARCH 1-5 test: F(5,299)	0.334	0.801
Portmanteau(36): Chi ² (36)	159.660	0.403

Tablo 5 incelendiğinde modele ilişkin test istatistiklerinden LR testi ile Davies testi sonuçlarına göre RİSE endeksinin doğrusal olmayan yapı gösterdiği ve rejim oluştuğu görülmektedir. Oluşan rejimlere ait katsayıların ve sigmaların istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu bağlamda ilgili katsayılar incelendiğinde birinci rejim yüksek oynaklı kargaşa rejimi, ikinci rejim ise düşük oynaklı huzurlu rejim olarak ifade edilebilir. Modele ilişkin sağlamlık testleri olarak ifade edilen normallik, ARCH ve portmanteau test sonuçlarına bakıldığında serinin hata terimlerinin normal dağıldığı, değişen varyansın bulunmadığı ve otokorelasyonun olmadığı görülmektedir. Tablo 6'da ise RİSE serisinin rejim geçiş matrisleri verilmiştir.

Rejim geçiş olasılığı matris incelendiğinde, t döneminde iken t+1 dönemine geçerken yüksek oynaklı 1. rejimde kalma olasılığı %92, yüksek oynaklı 1. rejimden

düşük oynaklı 2. rejime geçme olasılığı %8'dir. Benzer şekilde t döneminden t+1 dönemine geçerken düşük oynaklı 2. rejimde kalma olasılığı %91, düşük oynaklı 2. rejimden yüksek oynaklı 1. rejime geçme olasılığı %9'dur. Sonuçlara göre her iki rejimde de kalıcılık özelliği gözlemlenmektedir. Rejim 1 de ortalama kalma süresi 14.35 hafta, Rejim 2'de ortalama kalma süresi 13.88 haftadır. Son olarak Tablo 7'de Rejim 1 ve Rejim 2 ye dâhil olan tarih aralıkları verilmiştir.

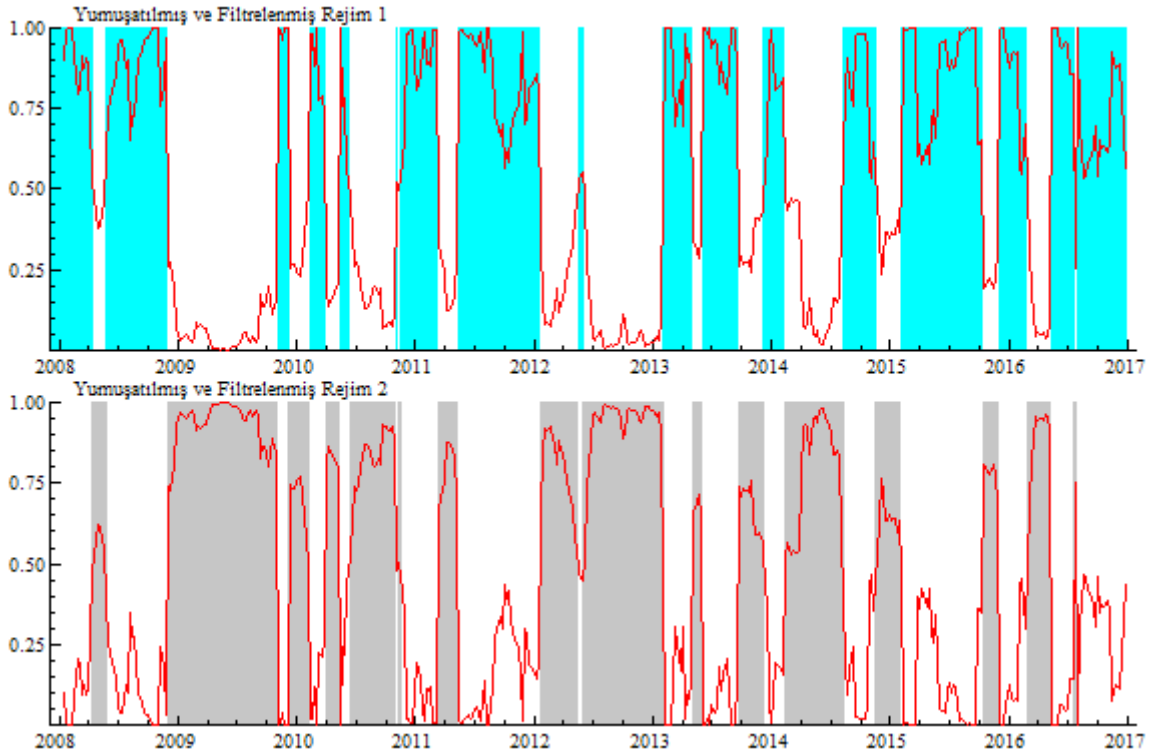
Tablo 6: Markov Rejim Geçiş Olasılıkları Matrisi

	Rejim 1	Rejim 2	Gözlem Sayısı	Ortalama Süre
Rejim 1	0.92	0.08	244	14.35
Rejim 2	0.09	0.91	222	13.88

Tablo 7: Rejim Tarihlerinin Süresi ve Olasılık Değerleri

Rejim 1			Rejim 2		
Tarih Aralığı	Süre	Olasılık	Tarih Aralığı	Süre	Olasılık
2008(3) - 2008(15)	13	0,88	2008(16) - 2008(21)	6	0,58
2008(22) - 2008(48)	27	0,87	2008(49) - 2009(44)	48	0,93
2009(45) - 2009(49)	5	0,99	2009(50) - 2010(6)	9	0,69
2010(7) - 2010(13)	7	0,88	2010(14) - 2010(19)	6	0,83
2010(20) - 2010(24)	5	0,73	2010(25) - 2010(44)	20	0,83
2010(45) - 2010(45)	1	0,52	2010(46) - 2010(46)	1	0,51
2010(47) - 2011(10)	16	0,90	2011(11) - 2011(19)	9	0,78
2011(20) - 2012(3)	36	0,84	2012(4) - 2012(20)	17	0,79
2012(21) - 2012(22)	2	0,52	2012(23) - 2013(5)	35	0,94
2013(6) - 2013(18)	13	0,89	2013(19) - 2013(22)	4	0,68
2013(23) - 2013(38)	16	0,93	2013(39) - 2013(49)	11	0,67
2013(50) - 2014(6)	9	0,82	2014(7) - 2014(32)	26	0,80
2014(33) - 2014(46)	14	0,83	2014(47) - 2015(5)	11	0,64
2015(6) - 2015(41)	36	0,84	2015(42) - 2015(48)	7	0,78
2015(49) - 2016(8)	12	0,86	2016(9) - 2016(19)	11	0,87
2016(20) - 2016(29)	10	0,94	2016(30) - 2016(30)	1	0,75
2016(31) - 2016(52)	22	0,70			

Grafik 1'de ise RİSE veri setinin yumuşatılmış ve filtrelenmiş rejim olasılıklarının grafiği verilmiştir.



Grafik 1: Yumuşatılmış ve filtrelenmiş rejim olasılıkları grafiği

Menkul kıymet piyasalarına etki eden çok sayıda faktör vardır. Hangi faktörlerin yüksek oynaklıklı rejim 1 dönemini oluşturduğunu ifade etmek uygun olmayabilir. Çünkü bir süreci tek bir faktöre indirgemek diğer faktörleri göz ardı ederek istatistiksel olarak ikinci tip hataya neden olabilir. Ancak ilgili dönemde gerçekleşen önemli olaylar değerlendirilmelidir. Buna göre rejim dönemlerine ait Tablo 7 incelendiğinde 2008 küresel kriz döneminde toplamda 40 haftalık bir dönemin yüksek oynaklıklı kargaşa rejiminde yer aldığı görülmektedir. 2011 yılında ise 42 haftalık bir dönem artan terör olaylarında, seçim süreci ve son olarak Van'da meydana gelen depremin olduğu dönemdir. 2015 yılının büyük çoğunluğunun yüksek oynaklıklı kargaşa rejimi içerisinde yer aldığı görülmektedir. Bu döneme bakıldığında Türkiye'de ve Dünya'da artan bombalı terör olayları, 7 Haziran seçimleri sonucu meydana gelen siyasi belirsizlik ve Rusya ile yaşanan uçak krizi bulunmaktadır. Benzer şekilde 2016 yılının da 40 haftalık bir dönem yüksek oynaklıklı kargaşa rejimi içerisinde yer almaktadır. Siyasi iktidar içerisinde yaşanan beklenmedik görev değişimi, Türkiye'de ve Dünya'da yaşanan terör saldırıları, 15 Temmuz darbe

girişimi ve ekonomik durgunluk bu dönemde ortaya çıkan gelişmelerdir.

Sonuç

Menkul kıymet piyasalarının hareket dinamikleri, hisse senedi getirisi üzerinde etkili olan faktörler, piyasaların tahmin edilip edilemeyeceği üzerine çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Son yıllarda boğa ve ayı piyasaları olarak ifade edilen, artan ve azalan piyasalar için de benzer çalışmalar yapılmaktadır. Özellikle piyasaların boğa ve ayı olarak sınıflandırılması ilgili piyasalarda yatırımcıların karar süreçleri konusunda detaylı bilgi vermektedir. Yatırım kararı için belirleyici olan en önemli faktörler risk ve getirdir. Bu çalışmada Markov Rejim Modeli kullanılarak Türkiye için Merkezi Kayıt Kuruluşu tarafından haftalık frekansta yayımlanan risk iştahı endeksinin 2008-2016 yılları arası haftalık verilerinin rejimlere ayrılıp ayrılmadığı incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar risk iştahının yüksek oynaklıklı ve düşük oynaklıklı olacak şekilde iki rejime ayrıldığı tespit edilmiştir. Yüksek oynaklıklı rejim kargaşa rejimi olarak, düşük oynaklıklı rejim ise huzur rejimi olarak nitelendirilmiş ve ekonomik ve siyasi krizlerin,

deprem ve terör gibi olayların kargaşa rejiminde yer aldığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde kriz dönemlerinin yüksek oynaklıklı dönemlerde yer aldığına ilişkin sonucun Giot (2013) çalışmasında da yer aldığı tespit edilmiştir. Ayrıca volatilitenin zaman içerisinde sabit kalmadığı sonucu Guo ve Wohar (2006) çalışmasında da yer almaktadır. Bununla birlikte Saraç v.d, (2016) çalışmasında Türkiye için hesaplanan yabancı yatırımcılara ait RİSE serisinin doğrusal olmadığını ve eşik etkisinin diğer bir ifade ile rejimlerin oluştuğu ifade edilmiştir. Bu sonuç tüm yatırımcılara ait RİSE serisinin iki farklı rejime bölünmesi ile de tutarlıdır. Ancak Kim, Nelson, ve Startzb (1998) çalışmasında aylık getiri volatilitelerinin üç

rejime bölündüğü de tespit edilirken VIX üzerine çalışılan Guo ve Wohar (2006) ile Baba ve Sakurai (2011) çalışmasında VIX’inde benzer şekilde üç farklı rejime bölündüğü tespit edilmiştir. Türkiye için hesaplanan risk iştahı endeksinin sadece iki rejime bölündüğü sonucundan hareketle bu farklılığın örnekleme konu piyasaların yapısal özelliklerinden kaynaklandığı düşünülebilir.

Sonuçlar yatırımcılar açısından da değerlendirildiğinde, yatırım kararlarının düşük oynaklıklı rejimlerde alınması doğru bir karar olacaktır. Benzer örneklem dönemi için tek bir endeks kullanmak yerine farklı risk unsurlarının da rejim değişimi modeli ile tahminlenmesi, analize farklı boyut kazandıracağından bu durum yeni çalışmaların konusunu oluşturabilir.

KAYNAKÇA

- Ang, A. ve Beart, G. (2002). International asset allocation with regime shifts. *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1137–1187.
- Aydoğan, Y. (2013). *Hisse senedi ve bono getirilerinin doğrusal olmayan modellemelerle analizi: Türkiye örneği*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi, Ege Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.)
- Baba, N. ve Sakurai, Y. (2011). Predicting regime switches in the VIX index with macroeconomic variables. *Applied Economics Letters*, 18(15), 1415-1419.
- Bai, J. ve Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–68.
- Bai, J. ve Perron, P. (2003a). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22.
- Bai, J. ve Perron, P. (2003b). Critical values in multiple structural change tests. *Econometrics Journal* 6(1), 72–78.
- Bai, J. ve Perron, P. (2004). *Multiple structural change models: A simulation study*, in D. Corbea, S. Durlauf, and B.E. Hansen, *Econometric Essays*. England: Cambridge University Press.
- Bildirici, M., Alp, E.A., Bozoklu, Ü. ve Ersin, Ö.Ö. (2010). İktisatta kullanılan doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. (Third Edition). New York: Cambridge University Press.
- Bry, G. ve Boschan, C. (1971). Standard business cycle analysis of economic time series. *NBER*, 71(1), 64-150.
- Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel, B.G. ve Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*, 56(1), 1–43.
- Caner, M. ve Hansen, B.E. (2001). Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, 69(6), 1555-1596.
- Cecchetti, S. G., Lam, P. ve Mark, N.C. (1990). Evaluating empirical tests of asset pricing models: Alternative interpretations. *American Economic Review*, 80(2), 48-51.
- Cecchetti, S. G., Lam, P. ve Mark, N.C. (1993) The equity premium and the risk-free rate: Matching the moments. *Journal of Monetary Economics*, 31(1), 21-45.
- Chauvet, M. ve Potter, S. (2000). Coincident and leading indicators of the stock market. *Journal of Empirical Finance*, 7(1), 87-111.
- Chen, S. N. (1982). An examination of risk return relationship in bull and bear markets using time-varying betas. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 17(1), 265-286.
- Eğilmez, M. (2015). FED'in modası geçti. 28.06.2018. tarihinde <http://www.mahfiegilmez.com/2015/12/fedin-modas-gecti.html>
- Fabozzi, F.J. ve Francis, J.C. (1977). Stability tests for alphas and betas over bull and bear market conditions. *Journal Of Finance*, 32(4): 1093-1099.
- Franses P.H. ve Dijk, D. V. (2000). *Nonlinear time series models in empirical finance*. (First Edition). Newyork: Cambridge Universtiy Press.
- Franses P.H. ve Dijk, D. V. (2003). *Nonlinear time series models in empirical finance*. (Second Edition). Newyork: Cambridge Universtiy Press.
- Franses, P.H., Dijk, D.V. ve Opschoor, A. (2014). *Time series models for business and economic forecasting*. (Second Edition). Newyork, Cambridge University Press.
- Giot, P. (2003). The Asian financial crisis: The start of a regime switch in volatility. *CORE Discussion Paper*, 2003/78.
- Gonzalez, L., Powell, J.G., Shi, J. ve Wilson, A. (2005). Two centuries of bull and bear market cycles. *International Review of Economics & Finance*, 14(4), 469-486.
- Guidolin, M. ve Timmermann, A. (2005). Economic implications of bull and bear regimes in UK stock and bond returns. *The Economic Journal*, 115(500), 111–143.
- Guo, W. ve Wohar, M.E. (2006). Identifying regime changes in market volatility. *The Journal of Financial Research*, 29(1), 79–93.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hamilton, J.D. ve Lin, G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics* 11(5), 573-593.
- Kayhan, S., Bayat, T. ve Koçyiğit, A. (2013). Enflasyon hedeflemesi rejiminde öğrenme süreci ve asimetri:

- Markov switching yaklaşımı. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi* 8(1), 191-212.
- Kim, M. K. ve Zumwalt, J. K. (1979). An analysis of risk in bull and bear markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, 1015-1025.
- Kim, C.J., Nelson, C.R. ve Startzb, R. (1998). Testing for mean reversion in heteroskedastic data based on gibbs-sampling-augmented randomization. *Journal of Empirical Finance* 5(2): 131-154.
- Koy, A. (2016). Borsa İstanbul'un doğrusal olmayan dinamiklerinin markov rejim değişim modelleriyle açıklanması. *Gaziantep Üniversitesi, 1. Lisansüstü İşletme Öğrencileri Sempozyumu*, 176-180.
- Koy, A., Çetin, G. ve Ersan, İ. (2016). Uluslararası kıymetli metal piyasalarının rejim dinamikleri. *Maliye Finans Yazılar*, 107, 25-40.
- Koy, A. (2017). *Vadeli işlem piyasaları: BİST30 endeks vadeli işlem sözleşmesinin markov rejim değişim modelleri ile analizi*. İstanbul:Derin Yayınları.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov switching vector autoregressions: Modeling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer Verlag.
- Krolzig, H. M. (1998). *Econometric modeling of markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox*. London: Oxford University Manuscript.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lindahl-Stevens, M. (1980). Redefining bull and bear markets. *Financial Analysts Journal*, 36(6), 76-77.
- Lunde, A. ve Timmermann, A. (2004). Duration dependence in stock prices: An analysis of bull and bear markets. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(3), 253-273.
- Maheu J. ve McCurdy T. H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns. *Journal of Business and Economic Statistics* 18(1), 100-112.
- Mayfield, E.S. (2004). Estimating the market risk Premium. *Journal of Financial Economics* 73(3), 465-496.
- Pagan, A.R. ve Sossounov, K.A. (2000). A Simple framework for analysing bull and bear markets. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 23-46.
- Papanicolaou, A. ve Sircar, R. (2014). A regime-switching heston model for VIX and S&P 500 implied volatilities. *Quantitative Finance*, 14(10), 1811-1827.
- Perez-Quiros, G. ve Timmermann, A. (2000). Firm size and cyclical variations in stock returns. *The Journal of Finance*, 55(3), 1229-1262.
- Ramo, J.M. (2012). Volatility regimes for the VIX index. *Revista de Economía Aplicada*, 20, 114-134
- Saraç, T.B., İskenderoğlu, Ö. ve Akdağ, S. (2016). Yerli ve yabancı yatırımcılara ait risk iştahlarının incelenmesi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 24(30), 29-44.
- Song, W., Ryu, D. ve Webb, R. I. (2016). Overseas market shocks and VKOSPI dynamics: A markov-switching approach. *Finance Research Letters*, 16, 275-282.
- Sperandeo, V. (1990). *Principles of professional speculation*, Newyork: Wiley Corp.
- Schwert, G.W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153.
- Schwert, G.W. (1998). Stock market volatility: Ten years after the crash. *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*, 6381, 65-99.
- Tong, H. (1978). *On a Threshold model in pattern recognition and signal processing*. Amsterdam: Sijhoff & Noordhoff.
- Tong, H. (1983). *Threshold models in non-linear time series analysis. Lecture notes in statistics*. New York: Springer-Verlag.
- Tong, H. ve Lim, K.S. (1980). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 42(3), 245-292.
- Turner, C.M., Startz, R. ve Nelson, C.R. (1989). A markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 3-22.