



[itobiad], 2021, 10 (3): 2227-2249

<p><b>Ayı Piyasası mı, Boğa Piyasası mı?</b> <b>Markov Rejim Değişim Modeli ile Borsa İstanbul için bir Analiz</b></p> <p>Bear Market or Bull Market? An Analysis for Istanbul Stock Exchange with Markov Regime Switching Model.</p> <p>Video Link: <a href="https://youtu.be/ptigeHNIGP0">https://youtu.be/ptigeHNIGP0</a></p>	
<p><b>Mustafa Can SAMIRKAŞ</b> Dr. Öğr. Üyesi, Mersin Üniversitesi, Erdemli MYO Asst.Prof., Mersin Univ. Vocational School of Erdemli mustafa.can@mersin.edu.tr Orcid ID: 0000-0002-0856-4762</p>	

### Makale Bilgisi / Article Information

<b>Makale Türü / Article Type</b>	: Araştırma Makalesi / Research Article
<b>Geliş Tarihi / Received</b>	: 15.02.2021
<b>Kabul Tarihi / Accepted</b>	: 09.08.2021
<b>Yayın Tarihi / Published</b>	: 03.09.2021
<b>Yayın Sezonu</b>	: Temmuz-Ağustos-Eylül
<b>Pub Date Season</b>	: July-August-September

**Atıf/Cite as:** Samırkaş, M. C. (2021). Ayı Piyasası mı, Boğa Piyasası mı? Markov Rejim Değişim Modeli ile Borsa İstanbul için bir Analiz . İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi , 10 (3) , 2227-2249 . Retrieved from <http://www.itobiad.com/tr/pub/issue/64619/880539>

**İntihal /Plagiarism:** Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and confirmed to include no plagiarism. <http://www.itobiad.com/>

**Copyright** © Published by Mustafa YİĞİTOĞLU Since 2012 – İstanbul / Eyup, Turkey. All rights reserved.

## Başlığı Ayı Piyasası mı, Boğa Piyasası mı? Markov Rejim Değişim Modeli ile Borsa İstanbul için bir Analiz

### Öz

Çalışma kapsamında BİST100 endeksinde doğrusal olmayan davranışı ve boğa, ayı piyasası rejimlerini belirlemek için Markov Rejim Değişim modeli kullanılmıştır. Yüksek getiri rejimleri boğa piyasası rejimi, düşük ya da negatif getiri dönemleri ise ayı piyasası rejimi olarak tanımlanmıştır. Çalışmada 04.01.2010 – 31.12.2020 tarihlerini kapsayan son on yıllık periyotta günlük BIST100 endeks değerlerinin logaritmik getirileri kullanılmıştır. BIST100 endeksinin logaritmik getirisi için uygun sabit geçiş olasılıklı Markov rejim değişim modeli olarak MS(2)-AR(0) modeli belirlenmiştir. Ayrıca BIST100 endeksinin getiri serisinin ayı piyasası rejimi ve boğa piyasası rejimi dönemleri üzerinde dolar kuru değişiminin bir gecikmeli değerinin etkisinin olup olmadığı, uygun model olarak tespit edilen zaman değişkenli geçiş olasılıklı TVTP-MS(2)-AR(0) modeli ile de sınanmıştır.

MS(2)-AR(0) modeliyle yapılan analizler sonucunda BIST getiri serisinin boğa piyasasındayken bir sonraki dönemde tekrardan boğa piyasasında kalma olasılığı yaklaşık %87; ayı piyasasındayken tekrardan ayı piyasasında kalma olasılığı ise yaklaşık %97 olduğu tespit edilmiştir. BIST getirileri boğa piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde ayı piyasası rejimine geçme olasılığı yaklaşık %12,9 iken ayı piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde boğa piyasası rejimine geçme olasılığı yaklaşık %3'tür. Bununla birlikte BIST getiri serisinin yükseliş rejiminde ortalama 7,75 gün kalırken, düşüş rejiminde 32,64 gün kaldığı tespit edilmiştir. Dolar kurunun rejim geçiş olasılıklarına etkisi dikkate alındığında TVTP-MS(2)-AR(0) Modelinin analiz sonuçlarında dolar kurunun boğa piyasası kalıcılığında etkisi olduğu tespit edilmiştir. BIST getiri serisinin boğa piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde tekrardan boğa piyasası rejiminde kalma olasılığı MS(2)-AR(0) modeline göre artmış ve %96,20 olmuştur. Ayı piyasası rejimindeyken tekrardan ayı piyasasında kalma olasılığı ise yaklaşık %86'dir. BIST getirileri boğa piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde ayı piyasası rejimine geçme olasılığı yaklaşık %3,8 iken ayı piyasası rejiminden bir sonraki dönemde boğa piyasası rejimine geçme olasılığı yaklaşık %13,9 olarak tespit edilmiştir. Ayrıca bilgi kriterleri dikkate alınarak TVTP(2)-AR(0) modelinin MS(2)-AR(0) modeline göre daha güçlü sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** BIST100, Boğa Piyasası, Ayı Piyasası, Dolar Kuru, Markov Rejim Değişim Modeli



## Bear Market or Bull Market? An Analysis for Istanbul Stock Exchange with Markov Regime Switching Model

### Abstract

Within the scope of the study, Markov Regime Switching model was used to determine non-linear behavior and bull and bear market regimes in BIST100 index. High return regimes are defined as bull market regimes, while low or negative returns regimes are defined as bear market regimes. In the study, the logarithmic returns of daily BIST100 index values for the last ten-year period covering the dates 04.01.2010 - 31.12.2020 were used. The MS (2) -AR (0) model was determined as suitable model for the logarithmic return of the BIST100 index. In addition, the BIST100 index return series was tested with the time-varying transition probability TVTP-MS (2) -AR (0) model, which is determined as an appropriate model, to determine whether a lagged value of the dollar rate change has an effect on the bear market regime and bull market regime.

As a result of the MS (2) -AR (0) model analysis, the probability of the BIST return series to remain in the bull market again in the next period while in the bull market is approximately 87%; The probability of remaining in the bear market again while in the bear market regime is approximately 97%. While BIST returns are in the bull market regime, the probability of switching to a bear market regime in the next period is approximately 12.9%. While BIST returns are in the bear market regime the probability of switching to a bull market in the next period is approximately 3%. In addition, while the BIST returns series remained an average of 7.75 days in the rising regime and it remained 32.64 days in the fall regime. Considering the possible effect of dollar exchange rate on regime transition possibilities, the analysis results of the TVTP-MS (2) -AR (0) Model revealed that the dollar exchange rate has an effect on the bull market permanence. The probability of the BIST returns series to remain in the bull market regime again in the next period increased according to the MS (2) -AR (0) model and became 96.20%. The probability of remain in the bear market again while in a bear market regime is approximately 86%. While BIST returns are in the bull market regime, the probability of switching to a bear market regime in the next period is approximately 3,8%. While BIST returns are in the bear market regime the probability of switching to a bull market in the next period is approximately 13,9%. In addition, considering the information criteria, it was determined that the TVTP (2) -AR (0) model gave stronger results than the MS (2) -AR (0) model.

**Keywords:** BIST100, Bull Market, Bear Market, Exchange Rate, Markov Regime Switching Model



## Giriş

Küreselleşme olgusuyla birlikte sermayenin uluslararası dolaşımı hızlı bir şekilde artmış ve yatırımcılar için ulusal yatırım fırsatlarının yanında uluslararası yatırım fırsatları da ortaya çıkmıştır. Özellikle gelişmekte olan ülke borsaları son yıllarda uluslararası yatırımcıların ilgisini çeken yatırım olanakları haline gelmiş ve gelişmekte olan ülkelerin borsaları da hızlı bir şekilde büyümeye başlamıştır. Nitekim 2019 yılı itibariyle Dünya borsalarında 51.770 şirketin hisseleri işlem görürken, bu şirketlerin değeri 90 trilyon Amerikan Dolarını aşmıştır. Yapılan işlem hacmi ise 112 trilyon Amerikan Dolarına ulaşmıştır. Sermaye akımlarının gelişmekte olan ülkelere lehine arttığı bu dönemde Borsa İstanbul ise kote olan şirketlerin 185 Milyar dolarlık piyasa değeri ile Dünya’da 31. sırada, kote olan şirket sayısı açısından 379 şirketle 25. sırada, 350 milyar dolarlık işlem hacmi ile de 22. sırada yerini almıştır (TSPB, 2020).

İster gelişmiş borsalarda isterse de gelişmekte olan borsalarda volatiliteleri farklı olsa da hisse senedi piyasalarının belirli dönemlerde yükseliş belirli dönemlerde ise düşüş yaşadığı görülmektedir. Yatırımcılar hem fiyatların düşüşünden hem de yükselişinden kar elde etmeyi amaçlamaktadırlar (Tu, 2010, s.1). Bu nedenle yatırımcılar tarafından ayı piyasası ve boğa piyasası olarak ayrıştırılan piyasalar için, bu piyasalarda ne kadar süre kalınacağı, boğa piyasasından ayı piyasasına ya da ayı piyasasından boğa piyasasına geçme koşulları ve olasılıkları yatırımcılar ve araştırmacılar açısından üzerinde durulan önemli bir konu haline gelmiştir.

Geleceğe yönelik tahminler birçok bilim dalı için oldukça önemli olmakla birlikte finasta da üzerinde durulan en temel konulardan birisidir. Gerek araştırmacılar gerekse finansal yatırımcılar için kazançlarını maksimize etmek, pozisyon almak ve zamanlama yapabilmek amacıyla geleceğin tahmini oldukça önemlidir. Tahmin yapabilmek için ise finansal varlıkların davranışları, davranış değişim biçimleri ve bu değişimine neden olan faktörler oldukça önemli bir araştırma alanı olmuştur.

Hisse senetleri gibi birçok finansal yatırım aracı gerek volatiliteleri bakımından gerekse getirileri bakımından zaman içinde farklı davranış biçimleri sergilemektedir. Başka bir davranış biçimine dönmeden içinde bulunduğu davranış biçiminde belirli bir süre devam ediyorsa sonra da farklı davranış biçimine geçiyor ve bunda da belirli bir süre devam ediyorsa buna rejim değişimi denilebilmektedir. Bu bağlamda hisse senetlerinin getirilerinin ve volatilitelerinin zaman içinde farklı rejimlerde bulunması mümkün olmakla birlikte bu rejimlerin tanımlanması, rejimlerde kalma süresi ve bu rejimden diğer bir rejime geçme olasılığının bilinmesi yani hisse senetlerinin getiri ve volatilitelerinin saptanabilmesi yatırımcılarının portföylerini yönetmelerinde önemli avantajlar sağlayacaktır. Bu nedenle çalışma kapsamında BİST100 endeksinde doğrusal olmayan davranışı, boğa



ve ayı piyasalarını belirlemek için Markov Rejim Değişim modeli kullanılmıştır. Yüksek getiri rejimleri boğa piyasası rejimi, düşük ya da negatif getiri dönemleri ayı piyasası rejimi olarak tanımlanmıştır.

Belirsiz süreçler içeren durumlar hakkında karar almayı amaçlayan bir teknik olarak kullanılan Markov Analizi birçok bilim dalı tarafından kullanılan yaygın bir analiz türüdür (Dadaloğlu, 2018, s.3). Çalışma kapsamında olasılıkların geçmiş ve şu andaki değerlerinden faydalanılarak gelecekteki olasılık değerlerinin hesaplanmasına izin veren ve Hamilton (1989) tarafından geliştirilen Markov rejim değişim (MS-AR(p)) modeli rejimlerin tespiti, rejimlerin değişim olasılıklarının saptanması ve BIST100 getiri serisinin ne kadar süreyle ayı piyasası rejiminde, ne kadar süreyle boğa piyasası rejiminde kalacağına belirlenmesi amacıyla kullanılmıştır (Güleşce, 2019, s.15). Ayrıca Borsa İstanbul hisse senedi yatırımcılarının 2019 yılı itibarıyla %61'inin yabancı yatırımcılardan oluşması ve Kasman (2003), Dizdarlar ve Derindere (2008), Zügül ve Şahin (2009), Karcıoğlu ve Özer (2014), Altıntaş ve Tombak (2011), Aktaş ve Akdağ (2013), Kaya vd. (2013), Poyraz ve Tepeli (2014) çalışmaları gibi Borsa İstanbul'u konu alan birçok çalışmada hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler arasında dolar kurunun ele alınmasından dolayı BİST100 endeks getiri serilerinin ayı ve boğa piyasası rejimleri üzerinde Dolar kurunun etkili olup olmadığı, zaman değişkenli geçiş olasılıklı TVTP-MS-AR(p) modeli ile tahmin edilmiştir.

## Literatür Taraması

Literatürde altın, petrol, vadeli piyasalar, hisse senetleri, kripto paralar gibi çeşitli finansal varlıklar üzerine yapılmış, Markov rejim değişim modeline dayanan çok sayıda çalışma bulunmakla birlikte borsaları konu alan çalışmaların bir kısmını aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür.

Assoe (1998) çalışmasında dokuz gelişmekte olan ülke borsasının getiri elde etme süreçlerini Markov Rejim modeliyle sınamıştır. Borsa getirilerinde birden fazla rejimin var olup olmadığının araştırıldığı çalışmada ister yerli yatırımcıların (yerli para birimi cinsinde getiri sağlayanlar) isterse de yabancı yatırımcıların (yabancı para birimi cinsinden getiri sağlayanlar) gözünden değerlendirilsin çalışmaya konu dokuz gelişmekte olan ülkenin borsalarında iki temel rejim olduğu tespit edilmiştir.

Serva vd. (2006) çalışmalarında Zaman serilerinde fiyat dalgalanmalarının kinematiği ve zaman serilerinde gözlemlenen çoklu fraktallığın önemli yönlerini tespit etmek amacıyla Markov sürecini kullanmışlardır. Çalışmada New York borsası ile DEM/USD Döviz kuru Markov süreciyle modellenmiş olup, kurulan modelin zaman serilerinin gerçek karakteristik özelliklerini yakaladığı tespit edilmiştir. Bununla fiyat dalgalanmalarının yeterince güçlü sonuçlar verebilmesi için modele en az iki bağımsız stokastik Gauss değişkeninin eklenmesi gerektiği sonucuna varılmıştır.



Wasim ve Bandi (2011) çalışmalarında Hindistan borsasının ayı ve boya rejimlerini tespit etmek amacıyla 2 rejimli MS (2)-AR(2) modelini kullanmışlardır. Analiz sonucunda Hindistan Borsasının yüksek olasılıkla boğa piyasasında kalacağı tespit edilmiştir. Bununla birlikte ayı piyasası aşamasında 2008 küresel kriz ve 2010 Avrupa borç krizi dahil tüm büyük ekonomik krizlerde düşüş yaşandığı sonucuna varılmıştır. Bu nedenle Hindistan borsasının dış şoklara karşı oldukça duyarlı olduğu belirtilmiştir.

Balcılar ve Demirer (2015) çalışmalarında gelişmekte olan piyasada küresel faktörler ile sürü davranışını arasındaki dinamik ilişkiyi tespit etmek amacıyla Borsa İstanbul'da yatırımcı davranışlarını Zamanla Değişen Markov Rejim Modeli ile sınımlanmıştır. Düşük, yüksek ve aşırı yüksek volatilitelerle ilgili olan modelde hem yüksek hem de aşırı yüksek volatiliteler döneminde sürü davranışına ilişkin tutarlı kanıtlar tespit etmişlerdir. Sanayi sektörünün küresel şoklara kısmen bağımsızlığı olduğu, sanayi hariç bütün piyasalarda ABD pazarıyla ilgili faktörlerden dolayı sürü davranışı olduğu tespit edilmiştir.

Abounoori vd. (2015) çalışmalarında Tahran Borsasının volatilitelerinin tahmini için GARCH modellerinden yararlanmışlardır. Yapılan çalışmada birçok GARCH modeli ile 1 günden 22 güne kadar volatiliteleri en iyi tanımlayan ve tahmin eden model tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda 1 günlük zaman ufku için diğer modellerden daha iyi sonuç veren modelin AR (2)-MRSGARCH-GED modeli olduğu, 5 günlük zaman ufku için ise AR(2)-MRSGARCH-t modeli gibi en iyi modelin AR(2)-MRSGARCH-GED olduğu, 10 günlük zaman ufku için üç tane AR(2)-MRSGARCH modelin en iyi sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. 22 günlük zaman ufku için ise volatiliteler tahmininde MRSGARCH modeli ile standart GARCH model arasında bir fark olmadığı tespit edilmiştir.

Nguyen ve Nguyen (2015) çalışmalarında portföy seçimi için Saklı Markov Modelini kullanmışlardır. Öncelikle enflasyon, sanayi üretim endeksi, S&P500 ve volatiliteler endeksi olmak üzere 4 parametrenin rejimlerini, bir sonraki ay rejim geçiş olasılıkları tahmin ettikleri çalışmada dört değişkenin tahmin edilen rejimlerle benzer rejimlere sahip olduğu dönemler tarihsel verilerle kıyaslanmış olup, benzer rejimlerde S&P500'de hangi hisselerin kazanç sağladığı tespit edilmiştir. Her hisse senedine rejimlere benzerliklerine göre ağırlıklandırarak puanlar verilmiş olup, puanı en yüksekten aşağıya doğru 50 adet hisse seçilerek portföy oluşturulmuştur. Aralık 1999'dan Aralık 2014 yılına 15 yıllık süreç içinde portföy performansı analiz edildiğinde S&P500'ün getirisi %2,3 olmasına karşın seçilen portföyün getirisi %14,9 olarak tespit edilmiştir.

Koy (2016) çalışmasında BIST100 endeksinin yapısını Markov Rejim Değişim modelleriyle sınımlanmıştır. 03.01.2011 ve 30.09.2015 periyodunda günlük kapanış fiyatları kullanılarak yapılan analizlerin sonucunda üç rejimli





MSIH-AR (0) modeli en uygun model olarak seçilmiştir. Bununla birlikte yatırımcıların genişleme dönemlerinde endekse yatırım yapmaları durumunda %94 olasılıkla normalüstü bir getiri elde edeceği sonucuna varılmıştır.

Kula ve Baykut (2017) çalışmalarında Borsa İstanbul Banka Endeksinin volatilité dinamiklerini tespit MSGARCH modeliyle tespit etmeye amaçlamışlardır. 02.01.1997-31.12.2016 tarihlerini kapsayan dönemde günlük kapanış verileriyle yapılan analizde uygun model olarak MSGARCH (1,1) modeli seçilmiştir. Analiz sonuçlarına göre serinin sürekli olarak düşük riskli rejimden, yüksek riskli rejime ya da yüksek riskli rejimden düşük riskli rejime geçişlerin olduğu ve rejim ısrarcılığının düşük olduğu tespit edilmiştir.

Kiral ve Uzun (2017) çalışmalarında BİST endeksindeki kapanış fiyatlarından yararlanarak endeks fiyat hareketlerinin yönünü tespit etmeye çalışmışlardır. 02.01.2003-10.03.2016 dönemini kapsayan periyotta fiyat hareketleri Bulanık Durumlarla Markov Zincir Modeli (MCFS) kullanılmıştır. Analizler sonucunda ilgili periyotta MCFS'nin klasik Markov Zincir modeline göre daha güçlü ve hassas tahmin sonuçları verdiği ve MCFS modelinin hisse senedi getirisinin veya diğer finansal araçların getirisinin tahminlerinde faydalı bir model olacağı belirtilmiştir.

Sosa vd. (2018) çalışmalarında MILA ülkeleri olan Kolombiya, Şili, Meksika ve Peru için Ocak 2003-Eylül 2016 dönemi arasında borsa getirisi ile döviz kuru arasındaki dinamik ilişkiyi tek değişkenli MS-VAR ve çok değişkenli MS-VAR modeli ile sınımlamışlardır. Çalışma sonucunda MILA ülkelerinde düşük ve yüksek volatilité rejimleri olmak üzere iki rejim olduğunu, yüksek oynaklık rejiminin düşük oynaklık rejimine göre daha az kalıcı olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte MILA ülkeleri hisse senedi piyasaları döviz kurundan daha az etkilenirken, döviz kurunun ise hisse senedi piyasalarından daha fazla etkilendiği sonucuna varılmıştır.

Dağlıođlu ve Kiral (2018) çalışmalarında BIST100 endeks deęerindeki deęişimlerin geleceęe yönelik tahminini, hisse senedi fiyatlarına etki eden ve içsel faktörler olarak belirtilen dolar kuru, faiz oranı ve para arzı ile yardımıyla açıklamaya çalışmışlardır. Temmuz 2013 ve Ekim 2016 dönemleri için yapılan ve Saklı Markov Modeli kullanılan çalışma sonucunda 2013 yılı Temmuz ayının sonuçlarının gerçek deęerlere yaklařık olduğu, 2016 yılının Ekim ayı sonuçlarının ise ileri-geri yön algoritmasıyla elde edilen sonuçlarla aynı olduğu tespit edilmiştir.

Kutlu ve Karakaya (2019) çalışmalarında 02.05.2003-14.09.2018 tarihleri arasındaki dönemde 2008 yılı krizinde öncesinde, ve sonrasında olmak üzere üç alt dönem için BIST Turizm Endeksinin volatilité dinamiklerini MSGARCH modeli ile sınımlamışlardır. Çalışma sonucunda her üç dönemde de endeks volatilitésinin yüksek olduğu ve kriz dönemi sonrasındaki



volatilitenin kriz dönemi öncesine göre daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Güçlü (2019) İslami hisse senedi endeksi Katılım 30'un (KATLM) sistematik riskini ve volatilité dönemlerini tahmin etmeyi amaçladığı çalışmasında klasik tek rejimli SVFM modeli ile MS-SVFM kullanmıştır. 06.11.2011-30.09.2019 tarihlerini kapsayan dönemde iki rejimli MS-SVFM'nin klasik modele göre daha güçlü sonuçlar verdiği, KATLM endeksinin sistematik riskinin BIST100 endeksinin sistematik riskinden daha düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Almonares (2019) çalışmasında hisse senedi rejim değiştirme davranışlarını tespit etmek amacıyla Ocak 2000-Temmuz 2017 döneminde Filipin Borsasının aylık getirilerini Markov Switch modeliyle analiz etmiştir. Analiz sonucunda Filipin borsasının biri pozitif ortalama getiri ve düşük volatilité, diğer negatif ortalama getiri ve yüksek volatilité olmak üzere iki rejim tespit edilmiştir. Yüksek volatilité dönemlerinde borsanın çeşitli politik ve ekonomik olaylardan etkilendiği sonucuna varılmıştır.

Xaba vd. (2019) çalışmalarında BRICS ülkelerinin borsalarının modellenmesinde hangi modellerin kullanılmasının uygun olacağını araştırmışlardır. Beş borsanın da getiri serilerinin normal dağılmadığı ve doğrusal olmadığı sonucuna ulaşılan çalışmada borsaların getirisinin modellenmesinde dinamik regresyon Markov rejim değişim modeli kullanılmıştır. Beş hisse senedi piyasasının da iki rejimli olduğu, MS-DR modelinin beş hisse senedi piyasasını etkileyen iki kriz döneminin zamanlamasını yakalamayı başardığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte beş hisse senedinin ele alınan periyotta ortak rejim değiştirme davranışı sergiledikleri bu nedenle de piyasa getirileri arasında ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Şenol (2020) çalışmasında BIST100 endeks getirisi Markov Rejim Değişim Modeli ile sınımlanmıştır. 4 Ocak 2010-30 Aralık 2019 dönemini kapsayan çalışmada, 2 rejimli Markov modeli sonuçlarında yüksek getiri rejiminde ortalama olarak 64 gün kalındığı, düşük getiri döneminde ise ortalama 11 gün kalındığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte yükseliş rejimine geçme olasılığının düşüş rejimine geçme olasılığından düşük olduğu tespit edilmiştir. Faiz oranlarının her iki rejimde de etkisi görülürken, döviz kurunun düşüş rejiminde etkisi olduğu yükseliş rejiminde ise etkisinin kaybolduğu tespit edilmiştir.

Zolfaghari ve Hoseinzade (2020) çalışmalarında 2013-2019 yılları arasında Tahran Borsasında sektör endeks getirisinin belirsizliğini ölçmek için MRS-GARCH modelleriyle, normal, Student's-t ve GED dağılımları çerçevesinde analiz etmişlerdir. Yapılan analizler sonucunda Sektör Endeksinin volatilitesi için en iyi performansı gösteren modelin GED ve Student's-t





dağılımlarında ortalama MRS-EGARCH (MRS-EGARCH-M) modeli olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte döviz kurunun Sektör Endeksinde tahmin edilemeyen belirsizliklerin döviz kurundan oldukça etkilendiği sonucuna varılmıştır.

## Yöntem

Çalışmada BIST100 endeksi getiri serisinin rejim değişimlerini, rejim değişim olasılıklarını ve rejimlerde kalma sürelerini tespit etmek amacıyla literatürde konuya ilişkin yapılan çalışmaların da yaygın olarak kullanıldığı Markov Rejim Değişim (MRS) modeli kullanılmıştır. MRS modellerinin yaygın olarak kullanılmasının nedeni analize konu serilerdeki rejimsel değişimlerin gözlemlenebilmesi ve bu rejimlerin olasılıksal olarak tespitlerinin yapılabilmesidir (Büyükyılmaz, 2015, s. 13).

MRS modelleri, lineer zaman serilerinden farklı olarak değişik alt dönemlerde farklı özellikler gösteren lineer olmayan bir yapıya sahiptir. Gösterge fonksiyonu olarak simgelenen bir değişkenle en az iki rejimden oluşan süreç, rejim değişkeni olarak tanımlanan ve kukla değişken gibi hareket eden bir değişkenle birleştirilir. Böylelikle, farklı özelliğe sahip (yükseliş /genişleme/ kazandıran-düşüş/ daralma/ kaybettiren gibi) dönemleri ayrı ayrı değerlendirilme imkanı bulunmaktadır (Evcı, 2016, s.69).

Markov Rejim Modelini genel olarak aşağıdaki gibi tanımlamak mümkündür.

$$Y_t = S_t \mu_1 + (1 - S_t) \mu_2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $S_t$  gözlenemeyen durum değişkenini ifade etmektedir ve iki durumlu rejimlerde 0 ve 1 değerlerini alan durum değişkenidir.

$$S_t = 1 \Rightarrow Y_t = \mu_1 + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$S_t = 0 \Rightarrow Y_t = \mu_2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$S_t, 1, 2, \dots, k \text{ gibi iki veya daha fazla değer aldığı anda } \Rightarrow Y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Tek değişkenli ve 2 rejimli Markov Rejim Değişim modeli, MS-AR(p) modeline genişletilebilmektedir.

$$Y_t = c(S_t) + \beta_1(S_t)Y_{t-1} + \dots + \beta_p(S_t)Y_{t-p} + (S_t)u_t \quad (5)$$

Modelde  $S_t$ , gözlenemeyen durum değişkenlerini ifade ederken, hata terimlerinin 0 ortalama ve 1 varyansla normal dağıldığı varsayılmaktadır. MS-AR(p) modelleriyle serinin içinde bulunduğu sürecin rejimini bir sonraki dönemde bu rejimde kalma ve/veya diğer rejime geçme olasılıkları ile bu rejimlerde ortalama olarak ne kadar süre kaldıkları da tespit



edilebilmektedir.  $P_{ij}$ , rejimler arası sabit geçiş olasılıkları olarak adlandırılmakta ve iki durumlu rejimler için aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.

$$P_{ij} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$P_{ij}$  matrisindeki her bir değer,

$$P(S_{t=j}/S_{t-1=i}) = P_{ij} \quad (i, j = 1,2) \quad (7)$$

olarak koşullu olasılık biçiminde gösterilebilmektedir. Bu gösterimde  $P_{11}$ , sürecin birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde tekrar birinci rejimde kalma olasılığını göstermektedir.  $P_{12}$  ise sürecin birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde ikinci rejime geçme olasılığını göstermektedir. Bununla birlikte  $P_{22}$ , sürecin ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde tekrardan ikinci rejimde kalma olasılığını göstermektedir.  $P_{21}$  ise sürecin ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde birinci rejime geçme olasılığını göstermektedir.

Sabit geçiş olasılıklarıyla serinin rejimlerde ortalama kalma süreleri de belirlenebilmektedir. Serinin birinci rejimde kalma süresi,

$$\frac{1}{1 - P_{11}} \quad (8)$$

ikinci rejimde kalma süresi ise,

$$\frac{1}{1 - P_{22}} \quad (9)$$

şeklinde saptanabilmektedir. Böylece serinin rejimlerde ortalama ne kadar süre bekleyeceği hesaplanabilmektedir.

Otoregresif Markov Rejim Değişim modellerinde rejim değişim olasılıkları değişkenin kendi gecikmeli değerlerinin dışında başka parametrelerden de zamanla etkilenebilmektedir. Chen (2006) rejim değişimlerini etkilemesi muhtemel değişkenleri de Markov Rejim Değişim Modeline dahil ederek Zaman Değişkenli Markov Rejim Değişim (TVTP-MS) modellerini oluşturmuştur. Zamanla değişen rejim geçiş olasılıkları matrisini aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür (Hacımamoğlu vd., 2019, s.268)

$$P_t = \begin{pmatrix} P_t^{11}(i_t) & 1 - P_t^{22}(i_t) \\ 1 - P_t^{11}(i_t) & P_t^{22}(i_t) \end{pmatrix} \quad (10)$$



Yukarıdaki rejim geçiş olasılıkları matrisinde  $i_t$  vektörü rejim değişimlerine etki eden faktör olarak kabul edilmekte olup, iki rejimli MRS modeli için birinci durum düşük (D) ikinci durum ise yüksek (Y) volatilitiyi göstermek üzere geçiş olasılıkları fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanabilmektedir (Hacımamoğlu vd., 2019, s.268-269).

Birinci Rejimde Kalma Olasılığı

$$P_t^{11}(i_t) = P_t^{DD}(i_t) = \frac{\exp(\alpha_0 + \alpha_1 i_t)}{1 - \exp(\alpha_0 + \alpha_1 i_t)} \quad (11)$$

İkinci Rejimde Kalma Olasılığı

$$P_t^{22}(i_t) = P_t^{YY}(i_t) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 i_t)}{1 - \exp(\beta_0 + \beta_1 i_t)} \quad (12)$$

Birinci rejimden ikinci rejime geçme olasılığı

$$P_t^{DY}(i_t) = 1 - P_t^{DD}(i_t) \quad (13)$$

İkinci rejimden birinci rejime geçme olasılığı

$$P_t^{YD}(i_t) = 1 - P_t^{YY}(i_t) \quad (14)$$

Çalışma kapsamında BIST100 endeksinin ve Amerikan dolar kurunun son on yıllık değişimlerinden elde edilen logaritmik getiriler kullanılmıştır. Markov Rejim Değişim modeli, serilerin lineer olmadığını ve durağan bir yapıda olduklarını varsaymaktadır. Bundan dolayı ilk olarak serinin durağanlığı birim kök testleriyle sınanmıştır. Birim kök testi olarak ise yazında sıklıkla kullanılan ADF (Augmented Dicket Fuller) ve PP (Philips Perron) birim kök testleri seçilmiştir. Her iki testin de sıfır hipotezi serinin birim köke sahip olduğunu yani durağan olmadıklarını, alternatif hipotezleri ise serilerin birim kök içermediklerini yani durağan olduklarını ileri sürmektedir. Durağan olmayan seriler ile oluşturulan Markov Rejim Değişim modeli gerçekçi sonuçlar vermeyecektir. Bu nedenle durağan seriler modele dahil edilmeli durağan olmayan seriler ise durağanlaştırılarak analize konu edilmelidir.

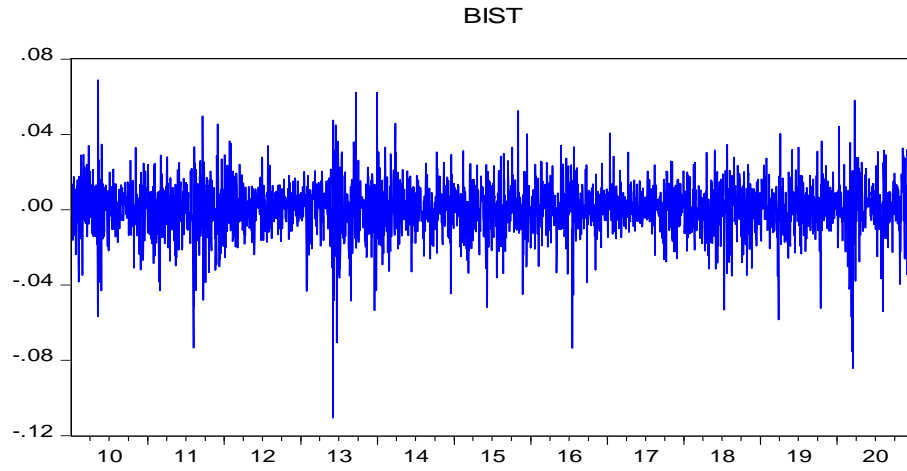
Serilerin doğrusal olup olmadığı ise yine literatürde yaygın olarak kullanılan Brock, Dechert ve Scheinkman(1986) tarafından geliştirilen BDS testi ile analiz edilmiştir. Portmanto karakterli bir test olan BDS testinin sıfır hipotezi, rassal olmayan dinamikleri tespit etmek amacı ile verinin bağımsız benzer dağılıma sahip olup olmadığı tezini içermektedir. Yani serinin doğrusallığından elde edilen hata terimlerinin bağımsız özdeş dağıldığı varsayımına karşılık alternatif hipotezde temel olarak doğrusal olmayanlığı test edilmektedir (Sezgin Alp ve Kırkbeşoğlu, 2015, s.253; Bayat vd. 2013, s.84). Durağan ve doğrusal olmayan seriler Markov Rejim Değişim Modeliyle yapılan sınamalarda kullanılarak, rejim değişimleri, değişim olasılıkları ve rejimde kalma süreleri tespit edilebilmektedir. Bununla



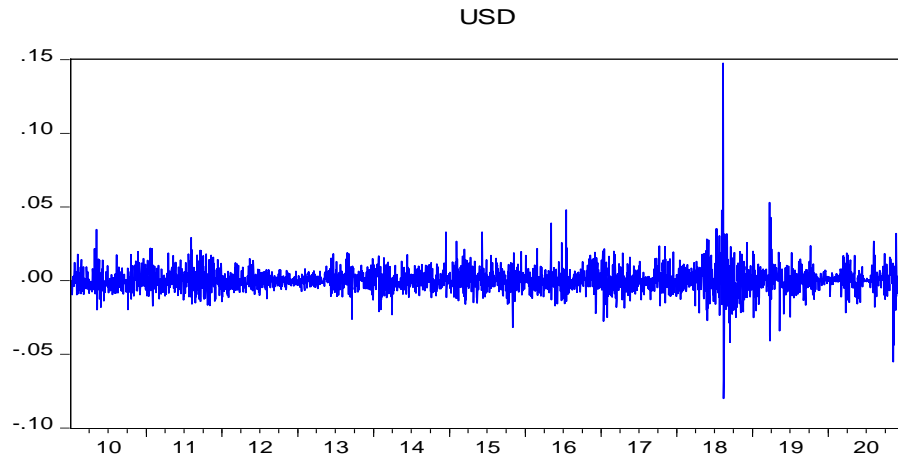
birlikte Dolar kurunun rejim deęişimlerine etkisi olup olmadı zaman deęişkenli Markov rejim deęişim (TVTP-MS) modeli ile sınanmıřtır.

### Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Çalıřmada kullanılan BIST100 endeks verisi ve dolar kuru verisine investing.com'dan ve TCMB'den ulařılmıřtır. Çalıřmanın veri setini, 04.01.2010 – 31.12.2020 tarihlerini kapsayan son on yıllık periyotta gnlk BIST100 endeks kapanıř deęerleri ile Amerikan Doları Trk Lirası kapanıř kur deęerleri oluřturmaktadır. BIST100 endeksine ve ABD dolarına iliřkin logaritmik getiriler  $\log(P_t/P_{t-1})$  forml kullanılarak hesaplanmıřtır. Ele alınan dnem iin BIST100 endeks getirisine (BIST) ve dolar kuru getirisine (USD) iliřkin zaman yolu grafięi ařaęıdaki gibidir.



řekil 1. BIST100 Endeks Getiri Serisi



řekil 2. Dolar Kuru Getiri Serisi



Tablo 1.Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Gözlem	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum
BIST	2868	0.000355	0.000981	0.068951	-0.110633
USD	2868	0.000564	0.000221	0.147563	-0.079965
Değişken	Gözlem	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
BIST	2868	0.013898	-0.641851	7.353483	2461785 (0.0000)*
USD	2868	0.008857	1.602856	36.35830	134204.8 (0.0000)*

\* Parantez içindeki değer olasılık (probability) değerini göstermektedir.

Tablo 1’de BIST ve USD’nin logaritmik getiri serisinin tanımlayıcı istatistikleri verilmiş olup, ilgili dönemde her iki serinin de logaritmik ortalama getirisinin pozitif olduğu, BIST serisi sola çarpıkken, USD serisi sağa çarpık olduğu ve her iki seri de basıkken USD serinin aşırı basık bir dağılım gösterdiği görülmektedir. Bununla birlikte Jarque-Bera test istatistiği serilerin normal dağılım göstermediği sonucunu vermektedir.

BIST ve USD serilerinin durağanlığı literatürde yaygın olarak kullanılan ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips Perron) birim kök testleriyle sınanmıştır. Her iki test sonucuna göre de serilerin düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 2.ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Seviye	Augmented Dickey-Fuller (ADF) test istatistiği			Phillips-Peron (PP) test istatistiği		
		Sabit	Trend ve Sabit	Sonuç	Sabit	Trend ve Sabit	Sonuç
BIST	Düzye	-53.71411 (0.0001*)	-53.70919 (0.0000*)	I(0)	-53.73199 (0.0001*)	-53.72686 (0.0000*)	I(0)
USD	Düzye	-34.66574 (0.0000*)	-34.68670 (0.0000*)	I(0)	-49.73033 (0.0001*)	-49.74039 (0.0000*)	I(0)

\* Parantez içindeki olasılık (probability) değeri %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Durağan olduğu tespit edilen BIST ve USD serisinin doğrusal olup olmadığı BDS (Brock, Dechert ve Scheinkman(1986)) testi ile sınanmış olup, test sonuçları Tablo 3 ve Tablo 4’te özetlenmiştir.

Tablo 3.BIST Getiri Serisinin BDS Test Sonuçları

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-İstatistiği	Olasılık (Prob.)
2	0.007594	0.001581	4.802466	0.0000
3	0.018988	0.002510	7.563822	0.0000



4	0.027729	0.002986	9.286199	0.0000
5	0.033265	0.003109	10.69966	0.0000
6	0.034629	0.002995	11.56257	0.0000

Tablo 4.USD Getiri Serisinin BDS Test Sonuçları

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-İstatistiği	Olasılık (Prob.)
2	0.020743	0.001670	12.42325	0.0000
3	0.040879	0.002646	15.44828	0.0000
4	0.053324	0.003143	16.96783	0.0000
5	0.059842	0.003267	18.31765	0.0000
6	0.063499	0.003142	20.20761	0.0000

Tablo 3 ve 4'te görüldüğü üzere ele alınan tüm boyutlarda BDS test istatistiğinin "seri doğrusaldır" şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu bağlamda ele alınan dönem içinde istatistiksel olarak doğrusal olmadığı kabul edilen BIST ve USD getiri serisinin analizinde doğrusal olmayan zaman serisi modellerinin kullanılmasının daha güçlü sonuçlar vermesi beklenmektedir.

Bu aşamadan sonra BIST serisinin analizinde doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerinden biri olan Markov rejim değişim modeli kullanılmıştır. Getiri serisi için en uygun Markov rejim değişim modelinin belirlenmesinde, Akaike (AIC), Shwartz (SC), Hannan Queen (HQ) bilgi kriterleri ve log-olabilirlik oranından yararlanılmıştır.

Tablo 4. BIST Getiri Serisi İçin Bilgi Kriterlerine Göre Uygun Model Seçimi

	AIC	HQ	SIC	Log-Olabilirlik Oranı
MS(2)-AR (0)	-5.860272*	-5.855776*	-5.847801*	8409.630*
MS(2)-AR (1)	-5.859663	-5.854416	-5.845109	8406.827
MS(2)-AR (2)	-5.858809	-5.852811	-5.842171	8403.674
MS(2)-AR (3)	-5.857910	-5.851159	-5.839186	8400.456
MS(2)-AR (4)	-5.856906	-5.849403	-5.836096	8397.089
MS(2)-AR (5)	-5.856662	-5.848407	-5.833765	8394.812
MS(2)-AR (6)	-5.856242	-5.847232	-5.831255	8392.282

Tablo 5'te görüldüğü üzere AIC, HQ ve SIC bilgi kriterlerine göre en küçük ve log-olabilirlik oranına göre en büyük değere sahip model, rejim ile birlikte sabit terimlerin ve varyansın değiştiği MS(2)-AR(0) modelidir. Tablo 6'da uygun model olarak seçilen MS(2)-AR(0) modelinin analiz çıktıları verilmiştir.





**Tablo 6.** BIST Getiri Serisi İçin Sabit Geçiş Olasılıklı MS Modeli (MS(2)-AR(0))

Bağımlı Değişken: BIST				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Olasılık (Prob)
Rejim 1				
C	0.001269	0.000256	4.952998	0.0000
SIGMA	-4.559010	0.030284	-150.5409	0.0000
Rejim 2				
C	-0.003484	0.001225	-2.843907	0.0045
SIGMA	-3.775936	0.057918	-65.19484	0.0000
Geçiş Matrisi Parametreleri				
P11-C	3.454599	0.268985	12.84309	0.0000
P21-C	-1.908896	0.277230	-6.885615	0.0000

Q(36)\*=28.214 (prob. 0.819)

\*Box-Pierce testine göre "hata terimlerinde otokorelasyon yoktur" şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilememiştir (kabul edilmiştir.)

BIST Getiri serisi için tahmin edilen MS(2)-AR(0) modeli ile doğrusal model arasında en uygun modeli belirlemek için LR ve Davies istatistikleri ile model seçim kriterlerinden yararlanılmıştır. Tablo 7'de LR testi ve Davies testi ile yapılan doğrusallık analizinin çıktıları verilmiştir.

**Tablo 7.** Tahmin edilen Modelin Doğrusallık Analizi

	Test İstatistiği
LR Testi	694.910
LR Testi Olasılık Değeri (Prob.)	0,0000
DAVIES Testi Olasılık Değeri (Prob.)	0,0000

Tablo 7'de yer alan test sonuçları incelendiğinde, hem LR testine hem de Davies testine göre serinin doğrusal modellenmesi gerektiğini ileri süren sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir.

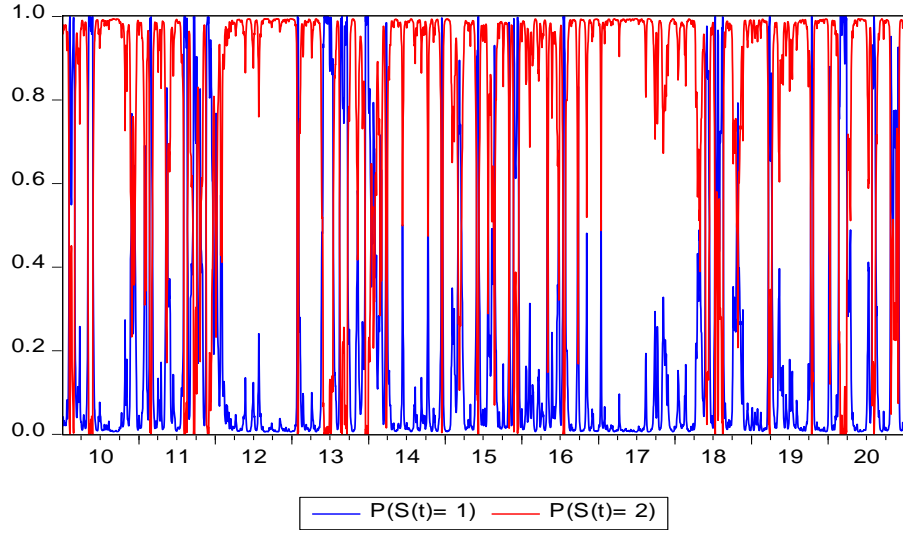
**Tablo 5.** Rejim Olasılıkları Matrisi

	Boğa Piyasası Rejimi (Rejim 1)	Ayı Piyasası Rejimi (Rejim 2)	Tüm Örneklem
Rejim 1	0.870894	0.129106	1,00000000
Rejim 2	0.030633	0.969367	1,00000000

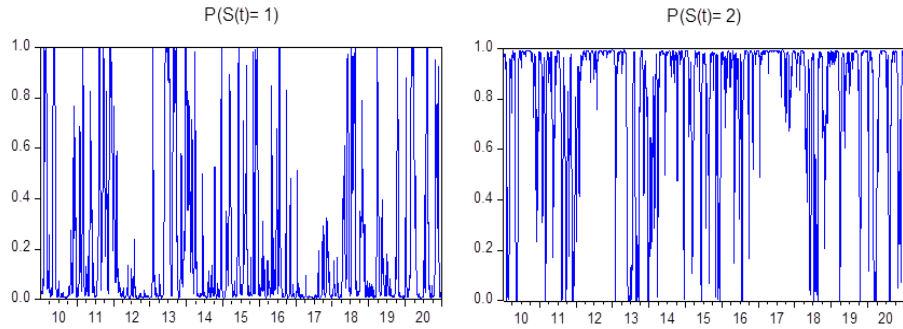
Modelin analiz çıktıları incelendiğinde sabit katsayısı pozitif olan birinci rejim yükseliş yani boğa piyasası rejimi, sabit katsayısı negatif olan ikinci rejim ise düşüş yani ayı piyasası rejimi olarak kabul edilmiştir. Modelin rejim geçiş olasılıkları incelendiğinde ise BIST getiri serisinin boğa



piyasasındayken bir sonraki dönemde tekrardan boğa piyasasında kalma olasılığı yaklaşık %87; ayı piyasasındayken tekrardan ayı piyasasında kalma olasılığı ise yaklaşık %97'dir. BIST getirileri boğa piyasasındayken bir sonraki dönemde ayı piyasasına geçme olasılığı yaklaşık %12,9 iken ayı piyasasındayken bir sonraki dönemde boğa piyasasına geçme olasılığı yaklaşık %3'tür. Bununla birlikte BIST getiri serisinin yükseliş rejiminde ortalama 7,75 gün kalırken, düşüş rejiminde 32,64 gün kaldığı tespit edilmiştir.



Şekil 3. MS(2)-AR(0) Modelinin Düzenleştirilmiş Geçiş Olasılıkları (Birleştirilmiş Grafik)



Şekil 4. MS(2)-AR(0) Modelinin Düzenleştirilmiş Geçiş Olasılıkları (Ayrı Grafikler)

Şekil 3 ve 4'te MS(2)-AR(0) modelinin düzenleştirilmiş rejim olasılıkları verilmiştir. Şekillerde birinci rejimin açıkça ikinci rejimlerden ayrıldığı açıkça görülmektedir. Bununla birlikte rejim değişimlerinin çoğu zaman kısa süreleri kapsayacak şekilde olduğu tespit edilmiştir.



BIST Endeks getirisinde boğa piyasa rejimi (yükseliş rejimi) ve ayı piyasası rejimi (düşüş rejimi) üzerinde döviz kurunun etkisinin olup olmadığını test etmek amacıyla zaman değişkenli geçiş olasılıklı Markov rejim değişim (TVTP-MS-AR(p)) modeli tahmin edilmiştir. Model seçim bilgi kriterleri olan AIC, HQ, SIC ve Log-Olabilirlik değerlerine göre ABD doları kurunun bir gecikmeli değerinin eklendiği en uygun modelin TVTP-MS(2)-AR(0) modeli olduğu tespit edilmiştir. Tablo 9’da uygun model olarak seçilen TVTP-MS(2)-AR(0) modelinin analiz çıktıları verilmiştir.

**Tablo 9.** BİST ve USD’ye İlişkin TVTP-MS(2)-AR(0) Modeli

Bağımlı Değişken: BIST				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Olasılık (Prob)
Rejim 1				
C	0.001227	0.000258	4.762215	0.0000
SIGMA	-4.557259	0.029607	-153.9262	0.0000
Rejim 2				
C	-0.003408	0.001182	-2.882228	0.0040
SIGMA	-3.769800	0.055852	-67.49599	0.0000
Geçiş Matrisi Parametreleri				
P11-C	4.169043	0.380795	10.94827	0.0000
P11-USD(-1)	-167.2570	30.53021	-5.478411	0.0000
P21-C	-1.819618	0.246136	-7.392738	0.0000
P21-USD(-1)	-9.284828	17.28298	-0.537224	0.5911
Q(36)*=26.229 (prob. 0.884)				

\*Box–Pierce testine göre “hata terimlerinde otokorelasyon yoktur” şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilememiştir (kabul edilmiştir.)

P11-USD(-1) parametre katsayısı istatistiki olarak anlamlı (p:0.000) çıkmasına karşın P21-USD(-1) katsayısının parametre katsayısı istatistiki olarak anlamsız (p:0.5911) çıkmıştır. Bu bağlamda dolar kurunun bir gecikmeli değerinin rejim birde kalma olasılığını arttırdığı diğer bir değişle rejim birden rejim ikiye geçiş olasılığını düşürdüğü görülmektedir. Nitekim bu durum rejim geçiş olasılıklarında da görülmektedir.

**Tablo 10.** TVTP-MS(2)-AR(0) Modelinin Rejim Olasılıkları Matrisi

	Boğa Piyasası Rejimi (Rejim 1)	Ayı Piyasası Rejimi (Rejim 2)	Tüm Örneklem
Rejim 1	0.962098	0.037902	1,00000000
Rejim 2	0.139140	0.860860	1,00000000

Tablo 10’da TVTP-MS(2)-AR(0) Modelinin Rejim Olasılıkları Matrisi verilmiş olup, dolar kurunun rejim geçiş olasılıklarına etkisi dikkate alındığında BIST getiri serisinin boğa piyasasında bir sonraki dönemde tekrardan boğa piyasasında kalma olasılığı MS(2)-AR(0) modeline göre artmış ve %96,20



olmuştur. Ayı piyasasındayken tekrardan ayı piyasasında kalma olasılığı ise yaklaşık %86'dır. BIST getirileri boğa piyasasındayken bir sonraki dönemde ayı piyasasına geçme olasılığı yaklaşık %3,8 iken ayı piyasasındayken bir sonraki dönemde boğa piyasasına geçme olasılığı yaklaşık %13,9'dur.

Çalışma kapsamında uygulanan modeller dikkate alındığında hangi modelin uygun olacağına karar verilmesi açısından Sabit Geçiş Olasılıklı MS(2)-AR(0) modeli ile Zaman Değişkenli Geçiş Olasılıklı TVTP-MS(2)-AR(0) modeli karşılaştırılmış olup, modellere ait bilgi kriterleri Tablo 11'de gösterilmiştir.

**Tablo 11.** BIST Getirileri için MS(2)-AR(0) ve TVTP(2)-AR(0) Modellerine ait Bilgi Kriterleri

	MS(2)-AR(0) Modeli	TVTP(2)-AR(0) Modeli
AIC	-5.860272	-5.869509*
SIC	-5.855776	-5.863514*
HQ	-5.847801	-5.852880*
Log likelihood	8409.630	8424.876*

İki model kıyaslandığında düşük AIC, SIC ve HQ bilgi kriteri değerine ve yüksek Log likelihood değerine sahip TVTP(2)-AR(0) Modelinin MS(2)-AR(0) modeline göre daha güçlü sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. Bu bağlamda ele alınan dönem içinde BIST getiri serisi için USD'ye ilişkin TVTP-MS(2)-AR(0) Modelinin en uygun model olduğunu söylemek mümkündür.

## Sonuç

Artan yatırım olanakları yatırımcılara birçok avantaj sağlamakla birlikte yatırım alternatifleri arasından seçim yapılması görece olarak karmaşık bir hale getirmiştir. Yatırım alternatiflerini değerlendirmek ve bu araçlara ilişkin geleceğe yönelik tahmin yapmak amacıyla birçok yöntem denenmeye başlamıştır. Günümüzde klasik yaklaşımların yanında yeni yaklaşımlar ve yeni modeller yatırım alternatiflerini değerlendirmede kullanılmakla birlikte yeni modeller ve yaklaşımlar sürekli olarak gelişmeye devam etmektedir. Son yıllarda özellikle finansal araçların getiri ve volatilité davranış biçimlerinin tespit etmek amacıyla kullanılan Markov Modelleri de araştırmacıların ve yatırımcıların ilgisini çeken yöntemlerden biri olarak görülmektedir.

Düşüşü ifade eden ayı piyasası ve yükselişi ifade eden boğa piyasası olarak ayrıştırılan piyasalar için, bu piyasalarda ne kadar süre kalınacağı, boğa piyasasından ayı piyasasına ya da ayı piyasasından boğa piyasasına geçme



koşulları ve olasılıkları yatırımcılar ve araştırmacılar açısından üzerinde durulan önemli bir konu haline gelmiştir. Diğer bir ifadeyle hisse senetlerinin getirilerinin ve volatilitelerinin zaman içinde farklı rejimlerde bulunması mümkün olmakla birlikte bu rejimlerin tanımlanması, rejimlerde kalma süresi ve bu rejimden diğer bir rejime geçme olasılığının bilinmesi finans alanında önemli bir konu haline gelmiştir.

Çalışma kapsamında BİST100 endeksinde doğrusal olmayan davranışı, boğa ve ayı piyasalarını belirlemek için Markov Rejim Değişim modeli kullanılmıştır. Yüksek getiri rejimleri boğa piyasası rejimi, düşük ya da negatif getiri dönemleri ise ayı piyasası rejimi olarak tanımlanmıştır. 04.01.2010 – 31.12.2020 tarihlerini kapsayan dönem için yapılan analizler sonucunda BİST100 endeksinin logaritmik getirisi için uygun modelin MS(2)-AR(0) modeli olduğu tespit edilmiştir. Modelin rejim geçiş olasılıkları incelendiğinde BİST getiri serisinin boğa piyasasındayken bir sonraki dönemde tekrardan boğa piyasasında kalma olasılığının ve ayı piyasasındayken tekrardan ayı piyasasında kalma olasılığının yüksek olduğu tespit edilmiştir. BİST getirileri boğa piyasasındayken bir sonraki dönemde ayı piyasasına geçme olasılığının ise, ayı piyasasındayken bir sonraki dönemde boğa piyasasına geçme olasılığından daha yüksek oldu sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte BİST getiri serisinin yükseliş rejiminde ortalama 7,75 gün kalırken, düşüş rejiminde 32,64 gün kaldığı tespit edilmiştir. Ayrıca boğa piyasasının volatilitelerinin ayı piyasasının volatilitelerinden daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.

BİST yatırımcılarının ağırlıklı kısmının yabancı yatırımcılardan oluştuğu bilinmekle birlikte BİST pay piyasası üzerine yapılan birçok çalışmada (Kasman (2003), Dizdarlar ve Derindere (2008), Zügül ve Şahin (2009), Karcioğlu ve Özer (2014), Altıntaş ve Tombak (2011), Aktaş ve Akdağ (2013), Kaya vd. (2013), Poyraz ve Tepeli (2014)) hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler arasında dolar kuru ele alınmıştır. Bu nedenle çalışma kapsamında BİST getiri serisinin ayı piyasası rejimi ve boğa piyasası rejimi dönemleri üzerinde dolar kuru değişiminin bir gecikmeli değerinin etkisinin olup olmadığı, uygun model olarak belirlenen TVTP-MS(2)-AR(0) modeli ile sınımlanmıştır.

TVTP-MS(2)-AR(0) modeli kullanılarak yapılan analizin sonucunda dolar kurunun bir gecikmeli değerinin boğa piyasasının rejiminde kalma olasılığını arttırdığı diğer bir değişle rejim birden rejim ikiye geçiş olasılığını düşürdüğü tespit edilmiştir. Dolar kurunun rejim geçiş olasılıklarına etkisi dikkate alındığında BİST getiri serisinin boğa piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde tekrardan boğa piyasası rejiminde kalma olasılığı MS(2)-AR(0) modeline göre artmış ve %96,20 olmuştur. Ayı piyasasındayken tekrardan ayı piyasasında kalma olasılığı ise yaklaşık %86'dır. BİST getirileri boğa piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde ayı piyasası rejimine geçme olasılığı yaklaşık %3,8 iken ayı piyasası rejimindeyken bir sonraki dönemde boğa piyasası rejimine geçme olasılığı yaklaşık %13,9



olarak hesaplanmıştır. Bununla birlikte yine boğa piyasası rejiminin volatilitésinin ayı piyasası rejiminin volatilitésinden daha yüksek olduđu sonucuna varılmıştır. Ayrıca bilgi kriterleri dikkate alınarak TVTP(2)-AR(0) modelinin MS(2)-AR(0) modeline göre daha güçlü sonuçlar verdiđi tespit edilmiştir.

Çalışmada, rejim yapısı bakımından Assoe (1998), Wasim ve Bandi (2011), Kula ve Baykut (2017), Sosa vd. (2018), Güçlü (2019), Almonares (2019) ve Şenol (2020)'un çalışmalarına paralel olarak biri yüksek getiri diğeri ise düşük getiri rejimi olmak üzere iki rejimli bir yapı tespit edilmiştir. Bununla birlikte Zolfaghari ve Hoseinzade (2020), Sosa vd. (2018) ve Şenol (2020)'un çalışmalarında belirtildiđi gibi döviz kurunun rejimler üzerine etkisi olduđu tespit edilmiştir. Fakat çalışmada yüksek getiri yüksek volatilité olan rejimde döviz kurunun rejim kalıcılığına etkisi tespit edilirken, yine BIST100 endeksini konu alan Şenol (2020)'un çalışmasında döviz kurunun düşük getiri yüksek volatilité rejiminde etkisi tespit edilmiştir. Bu kapsamda iki çalışmada bağlamında yüksek volatilité rejiminde döviz kurunun etkisi olduđunu söylemek mümkündür.

Her iki modelde de BIST getiri serisinin rejim kalıcılığının yüksek olduđu tespit edilmiştir. Yüksek rejim kalıcılığı ve bir sonraki dönemde başka bir rejime geçme olasılığının görece düşük olması rejimler arasında net bir ayrımın olduđunu da göstermektedir. Bu bağlamda içinde bulunulan dönemde BIST getirilerinin hangi rejimde olduđunun tespit edilmesi halinde yatırımcılar rejimde kalma ve rejim deđiştirme olasılıklarını dikkate alarak pozisyonlarını koruyabilme ya da deđiştirebilme ve portföylerinden elde edebilecekleri faydayı artırma imkanına sahip olabilmektedirler. Bununla birlikte zaman deđişkenli geçiş olasılıklı Markov rejim deđişim modeliyle dolar kurunun boğa piyasası kalıcılığında etkisi olduđu, dolaylı olarak ayı piyasasına geçiş olasılığını düşürdüđu tespit edilmiştir. Bu da boğa piyasası rejimindeyken döviz kurunu takip ederek bir sonraki dönem rejiminin tahmin edilmesine imkân sağlayabilmektedir.

## Kaynakça

Abounoori, E., (Mila)Elmi & Nademi, Y. (2016), Forecasting Tehran stock exchange volatility; Markov switching GARCH approach, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, V.445, p.264-282

Aktaş, M. ve Akdağ, S. (2013), Türkiye'de Ekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatları ile İlişkilerinin Araştırılması, *International Journal Social Science Research*, 2: 50-67.

Almonares, R.A.L (2019), Markov Switching Model of Philippine Stock Market Volatility, *DLSU Business & Economics Review* 29(1), p. 24-30





- Altıntaş, H. ve Tombak, F. (2011). Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1987-2008, *EconAnadolu 2011 Anadolu Uluslararası İktisat Kongresi*, Eskişehir, Türkiye, 1-20.
- Assoe, K.G. (1998) Regime-Switching in Emerging Stock Market Returns, *Multinational Finance Journal*, 1998, vol. 2, no. 2, pp. 101–132
- Balcılar, M. ve Demirer, R. (2015). Effect of Global Shocks and Volatility on Herd Behavior in an Emerging Market: Evidence from Borsa İstanbul, *Emerging Markets, Finance and Trade*, 51:1, 140-159, DOI: 10.1080/1540496X.2015.1011520
- Bayat, T., Kayhan, S. ve Koçyiğit, A. (2013). Türkiye’de İşsizliğin Asimetrik Davranışının Rejim Değişim Modeliyle İncelenmesi, *Business and Economics Research Journal*, V. 4, N. 2, pp.79-90
- Brock, W., Dechert, W., and Scheinkman, J. (1987). A Test For Independence Based On The Correlation Dimension. *Working Paper*, University of Wisconsin at Madison, University of Houston and University of Chicago.
- Büyükyılmaz, A. (2015), Markov Rejim Değişimli Vektör Otoregresif Modeller ve Doğrusal Olmayan Nedensellik Analizi: OECD Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, CO2 Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki İçin Bir Uygulama. Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi.
- Chen, S.S., (2006), Revisiting the interest rate–exchange rate nexus: a Markov-switching approach, *Journal of Development Economics*, 79:208-224
- Dadaloğlu, C. (2018). Ekonomik Yatırım Araçları Getirilerinin Saklı Markov Modeli ile Tahmin Edilmesi: Türkiye Örneği (Yüksek lisans tezi). Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.
- Dağlıoğlu, C. ve Kırıl, G. (2018). Hisse Senedi Piyasa Fiyatlarının Saklı Markov Modeli İle Tahmin Edilmesi: Türkiye Örneği, *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 4 (1), 61-75
- Dizdarlar, H. I. ve Derinders, S. (2008), Hisse Senedi Endeksini Etkileyen Faktörler: İMKB 100 Endeksini Etkileyen Makro Ekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma, *Yönetim*, 19(61): 113-124
- Evcı, S., Şak, N. ve Adana Karaağaç, G. (2016). Altın Fiyatlarındaki Değişimin Markov Rejim Değişim Modelleriyle İncelenmesi, *Business and Economics Research Journal*, V.7, N.4, 66-77
- Güçlü, F. (2019), İslami Hisse Senedi Piyasalarının Sistemik Riskinin Markov Rejim Değişim Modeliyle İncelenmesi: Katılım 30 Örneği, *BMIJ*, (2019), 7(5): 2910-2924 doi: <http://dx.doi.org/10.15295/bmij.v7i5.1366>



Güleşce, A. (2019). Faiz Oranı Öngörüsü için Markov Değişim Modeli (Yüksek lisans tezi). Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.

Hacımamoğlu, T., Saraç, H. ve Kutlu, M. (2019), Türkiye’de Petrol Fiyatlarındaki Volatilitenin Cari Açığa Etkisi, *AVRASYA Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, C. 7, S.,18, ss.259 - 281

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, Vol: 57, No. 2, 357-384.

Hamilton, J. D. (1996). Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models. *Journal of Econometrics*, Vol:70, No.1, 127-157.

<https://www.investing.com>

<https://www.tcmb.gov.tr>

Karcıoğlu, R. ve Özer, A. (2014), BİST’de Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: Statik ve Dinamik Panel Veri Analizi, *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(1): 43-70.

Kasman, S. (2003), The Relationship Between Rates and Stock Prices: A Casuality Analysis, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(2): 70-79

Kaya, V., Çömlekçi, İ. ve Kara, O. (2013), Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler 2002-2012 Türkiye Örneği, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 35: 167-176

Kiral, E. and B. Uzun, (2017). Forecasting closing returns of Borsa İstanbul Index with Markov Chain Process of the fuzzy states. *Journal of Economics, Finance and Accounting (JEFA)*, V.4, Iss.1, p.15-24. <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.362>

Koy, A. (2016). Borsa İstanbul’un Doğrusal Olmayan Dinamiklerinin Markov Rejim Değişim Modelleriyle Açıklanması, 1. Lisansüstü İşletme Öğrencileri Sempozyumu, 7-9 Nisan 2016, Gaziantep

Kula, V. ve Baykut, E. (2017). BİST Banka Endeksi’nin (XBANK) Volatilitite Yapısı’nın Markov Rejim Değişimi GARCH Modeli (MSGARCH) ile Analizi, *Bankacılar Dergisi*, Sayı 102, ss.89-110

Kutlu, M., Karakaya, A. (2019). Borsa İstanbul Tourism Index Volatility: Markov Regime Switching ARCH Model, *Journal of Yasar University*, 14 (Special Issue), 18-24

Nguyen, N. ve Nguyen, D. (2015), Hidden Markov Model for Stock Selection, *Risks*, 3, 455-473



Poyraz, E. ve Tepeli, Y. (2014), 'Seçilmiş Makro Ekonomik Göstergelerin Borsa İstanbul XU100 Endeksi Üzerindeki Etkisinin Analizi, *PARADOKS Ekonomi, Sosyoloji ve Politika Dergisi*, 11(2): 102-128.

Serva, M., Fulco, U.L., Gle' ria, I.M. , Lyra, M.L., Petroni, F. and Viswanathan, G.M. (2006). A Markov Model Of Financial Returns, *Physica A*, 363, 393-403

Sezgin Alp Ö. ve E. Kırkbeşoğlu. "Sigorta Endeksi Getirisinin Doğrusal Olmayan Yapısı", *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, Cilt 7, S. 13, 2015.

Sezgin Alp, Ö. ve Kırkbeşoğlu, E. (2015). Sigorta Endeksi Getirisinin Doğrusal Olmayan Yapısı, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi* • Cilt 7 • Sayı 13 • Temmuz 2015, ss. 245-260

Sosa, M., Ortiz, E. & Cabello, A. (2018). Dynamic Linkages Between Stock Market and Exchange Rate in MILA Countries: A Markov Regime Switching Approach (2003-2016). *Análisis Económico*, 33(83), 57-74.

Şenol, Z. (2020). Borsa Oynaklığının Markov Rejim Dönüşüm Yöntemiyle Analizi, *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi XLIX*, 2020/2, 246-256

TSPB (Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği) (2020), Türkiye Sermaye Piyasası Raporu 2019, Erişim: <https://www.tspb.org.tr/tr/yillik-yayinlar/>

Tu, J. (2010) . Is regime switching in stock returns important in portfolio decisions?, *Management Science*. 56, (7), 1198-1215. Research Collection Lee Kong Chian School Of Business. Available at: [https://ink.library.smu.edu.sg/lkcsb\\_research/4774](https://ink.library.smu.edu.sg/lkcsb_research/4774)

Wasim, A. ve Bandi, K. (2011). Identifying regime shifts in Indian stock market: A Markov switching approach. *MPRA Paper ID 37174*. Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/37174>

Xaba, D., Moroke, N. D. & Rapoo, I. (2019) Modeling Stock Market Returns of BRICS with a Markov-Switching Dynamic Regression Model, *Journal of Economics and Behavioral Studies* (ISSN: 2220-6140) Vol. 11, No. 3, pp. 10-22

Zolfaghari, M. ve Hoseinzade, S. (2020) Impact of exchange rate on uncertainty in stock market: Evidence from Markov regime-switching GARCH family models, *Cogent Economics & Finance*, 8:1, 1802806, DOI: 10.1080/23322039.2020.1802806

Zügül, M. ve Şahin, C. (2009), İMKB 100 Endeksi İle Bazı Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiyi İncelemeye Yönelik Bir Uygulama, *Akademik Bakış*, 16: 1-16.

