

Altın Fiyatlarındaki Değişimin Markov Rejim Değişim Modelleriyle İncelenmesi

Samet Evcı^a

Nazan Şak^b

Gökben Adana Karaağaç^c

Öz: Bu çalışmanın amacı altın piyasasının kazandıran ve kaybettiren dönemlerinin Markov rejim değişim modelleri ile belirlenmesidir. Bu bağlamda, çalışmada Temmuz 1995-Temmuz 2015 dönemlerine ait BİST ve Londra altın piyasasına ilişkin aylık altın getiri serileri kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular altın getirilerinin doğrusal model yerine Markov rejim değişim modelleri ile analiz edilmesi gerektiğini ve altın getiri serilerinde rejim kalıcılığının yüksek olduğunu göstermektedir. Bunun yanı sıra çalışma BİST altın getirilerinin Londra Altın getirisinin iki ay gecikmeli değerinden etkilendiğini ortaya koymaktadır.

Anahtar Sözcükler: Altın Fiyatları, Markov Rejim Değişim Modelleri, Zaman Değişkenli Markov Rejim Değişim Modelleri, Türkiye

JEL Sınıflandırması: C22, G11, O50

Analysis of Volatility in Gold Prices with the Markov Regime-Switching Models

Abstract: Aim of this study is to determine winning and losing periods with Markov regime-switching models in the gold market. Monthly return data of BIST and London gold markets are used for the period July 1995-July 2015. Results show that Markov regime-switching models are more suitable than the linear model for analyzing the gold returns and also the probabilities of remaining within the same regime are high for the gold returns. Another finding is that two months lagged value of London gold returns affect BIST gold returns.

Keywords: Gold Price, Markov Regime-Switching Models, Time Varying Markov Regime-Switching Models, Turkey

JEL Classification: C22, G11, O50

^aAssist. Prof., PhD., Osmaniye Korkut Ata University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, International Trade and Logistics Department, Osmaniye, Türkiye, sametevci@osmaniye.edu.tr

^bAssist. Prof., PhD., Osmaniye Korkut Ata University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Econometrics, Osmaniye, Türkiye, nazansak@osmaniye.edu.tr

^cRes. Assist., Osmaniye Korkut Ata University, Social Sciences Institute, Department of Business Administration, Osmaniye, Türkiye, gokbenkaraagac@osmaniye.edu.tr

1. Giriş

Gerek değişim ve değer saklama aracı olarak finansal piyasalarda gerekse fiziksel ve kimyasal özellikleri nedeniyle endüstriyel alanda geniş bir kullanım alanına sahip olan altının fiyatındaki oynaklık birçok sektörü ve emtia yatırımcısını etkilemektedir. Altın, kuyumculuk, elektronik ve sağlık sektörlerinde hammadde olarak kullanılırken, ülke merkez bankaları tarafından da rezerv olarak tutulmaktadır. 2015 yılı verilerine göre altın %57 oranında kuyumculuk sektöründe kullanılırken, yaklaşık %8 oranında endüstriyel alanda kullanılmaktadır. Endüstriyel alanda yaygın olarak elektronik aletlerin yapımı amacıyla talep edilmektedir. %14 oranında merkez bankaları tarafından satın alınan altın, yaklaşık %21 oranında yatırım amaçlı talep edilmektedir (<http://www.gold.org/supply-and-demand/gold-demand-trends>).

Finansal ve parasal gelişmelere bağlı olarak dalgalanma gösteren altın fiyatlarındaki belirsizlik hem altın yatırımcısının hem de birçok sektörün geleceğe yönelik öngörüler de bulunmasını zorlaştırmaktadır. Durağan piyasaların aksisine oynak piyasalarda, fiyatlarda aşağı ve yukarı yönlü hızlı değişim gözlemlenmekte; bu durum piyasalarda altın fiyatlarının tahmin edilebilirliğini zayıflatmaktadır. Bu nedenle, altın fiyatlarındaki rejim değişikliğinin yani farklı özellik gösteren dönemlerin tespiti, riskin ve olası portföy kayıplarının kontrolünün sağlanması için önem taşımaktadır (Tuna, Türk ve Ozun, 2014). Bu bağlamda Hamilton (1989) tarafından geliştirilen Markov rejim değişim (MS-AR(p)) modeli mevcut konjonktür içerisinde serilerin ne kadar süreyle düşük getirili daralma sürecinde, ne kadar süreyle yüksek getirili genişleme sürecinde kalacağını belirlemek amacıyla kullanılmaktadır.

Bu çalışmada iki rejimli MS-AR(p) modeli kullanılarak Borsa İstanbul (BİST) altın getiri serilerine ilişkin rejim geçişkenliğinin test edilmesi yüksek ve düşük getirili dönemlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu yönü ile çalışma, altın piyasasında düşük ve yüksek getirili dönemleri belirleyerek, fiyatların yükseliş ve düşüş trendine girmesi durumunda bunun ne kadar süreceğine ilişkin tahmin yapmaya olanak sağlamaktadır. Bunun yanı sıra çalışma altın getiri serilerinin analizinde doğrusal modellerin kullanımının yeterliliğini sorgulamaktadır. Çalışmanın gerek altın yatırımcısı gerekse altın kullanıcısı sektörlerin yatırım ve operasyonel faaliyetlerine ilişkin kararlarına, gelecek dönem altın fiyatlarının öngörülebilirliği açısından katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmanın izleyen bölümlerinde ilk olarak literatürde yer alan benzer çalışmalar özetlenmiş, ardından kullanılan yöntem ve çalışmaya konu olan veri seti açıklanmıştır. Diğer bölümlerde ise bulgular değerlendirilerek, sonuç kısmına yer verilmiştir.

2. Literatür

MS-AR(p) modellerinin ilk olarak ekonomideki iş döngüsünün yapısını ortaya çıkarmada, resesyon ve genişleme dönemlerinde oluşan konjonktürel döngüyü tahmin etmede kullanıldığı görülmektedir (Hamilton, 1989; Diebold ve Rudebusch, 1996; Moolman, 2004; Liboshi, 2007). Zamanla model, iş döngüsünden farklı olarak finansal piyasalarda da kullanılmaya başlanmıştır. MS-AR(p) modeli, finansal piyasalarda özellikle boğa ve ayı piyasası olarak adlandırılan rejim değişim dönemlerini belirlemek (Maheu ve McCurdy, 2000; Hardy, 2001; Perez-Quiros ve Timmermann 2001; Guidolin ve Timmermann, 2005; Jiang ve Fang 2015), oynaklığı tahmin etmek (Dueker, 1997; Marcucci, 2005; Moore ve Wang, 2007; Kanas ve Kouretas, 2007), döviz kurlarının tahmini (Kaminsky, 1993; Evans ve Lewis, 1995; Dewachter, 2001; Kruse, Frommel, Menkhoff ve Sibbertsen, 2012) ve finansal krizlerin öngörülebilirliğini (Abiad, 2003, Mariano, Gultekin, Özmucur, Shabbir ve Alper, 2004; Knedlik ve Scheufele, 2007) analiz etmek amacıyla kullanıldığı görülmektedir.

Literatürde, altın piyasasını konu alan ve MS-AR(p) modeline dayanan sınırlı sayıda çalışma yer almaktadır. Bu çalışmaların altın piyasasında incelediği konular farklılık göstermektedir. Jena ve Goyari (2010), Hindistan vadeli işlem altın ve petrol piyasasında MS-ARCH modeli kullanarak 2005-2009 yılları arasında yüksek oynaklık rejiminin varlığını araştırmışlardır. Çalışma sonucunda, global finansal kriz süresince yüksek oynaklığın görüldüğü; krizi sonrasında ise düşük volatiliteli rejime geçildiği gözlemlenmiştir. Sopipan, Sattayatham ve Premanode (2012), MS-GARCH modeli ile altın piyasasındaki oynaklığı tahmin etmişlerdir. Çalışmada, 2007-2011 yılları arasındaki günlük altın fiyatları kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, MS-GARCH modelinin standart GARCH modellerine göre oynaklığı tahmin etmede daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur. Chitsazan ve Keimasi (2014) çalışmalarında, iki rejimli MS-GARCH modeli ile 2009-2013

yılları arasında İran vadeli işlem altın piyasasının oynaklığını tahmin etmişlerdir. Çalışmadan, vadeli işlem altın piyasasının durağan olmadığı; hisse senedi piyasası gibi farklı rejimler arasında değişim gösterdiği sonucuna varılmıştır. Akgül, Bildirici ve Özdemir (2015) çalışmalarında, petrol fiyatlarının hisse senedi piyasa endeksi ile altın fiyatları üzerindeki etkisini Markov Değişim Bayesian VAR modeli ile incelemişlerdir. 1986-2013 yılları arasındaki dönemi kapsayan çalışmada üç rejimli bir model kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, petrol fiyatlarındaki değişimin hisse senedi ve altın fiyatları üzerindeki etkisinin rejimlere göre farklılık gösterdiği ortaya konulmuştur. Buna göre petrol fiyatlarının altın fiyatları üzerindeki etkisi her üç rejimde de pozitif iken, hisse senedi endeksi üzerindeki etkisi büyüme ve kriz rejimlerinde pozitif, kriz öncesi dönemde negatif olmaktadır. Lucey ve O'Connor (2013) çalışmalarında, MS modeline dayanan ADF testi kullanarak, 1989-2013 yılları arasında altın fiyatlarında balon oluşup oluşmadığını altın kiralama oranları üzerinden test etmişlerdir. İki rejimli modelin kullanıldığı çalışmadan, altın piyasasında balonun oluştuğuna dair güçlü bulgular elde edilememiştir. Benzer bir çalışma da Białkowski, Bohl, Stephan ve Wisniewski (2015) tarafından yapılmıştır. Çalışmada Markov rejim değişim ADF testi kullanılarak 1975-2013 yılları arasında altın fiyatlarındaki hızlı artışlar incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar son dönemde altın fiyatlarındaki yükselişte özellikle Avrupa ülkelerinde yaşanan borç krizinin daha etkili olduğunu ortaya koymuş, balon oluştuğuna ilişkin bulguya ulaşamamıştır.

3. Metodoloji

MS-AR(p) modeli ilk olarak Hamilton (1989) tarafından ortaya atılmıştır. Temeli Markov zincirine dayanan yaklaşım, Engel (1994), Diebold, Lee ve Winbach (1994), Hamilton (1996), Chen (2006) tarafından geliştirilmiştir. Yöntem, doğrusal zaman serilerinin aksine farklı alt dönemlerde farklı özellikler gösteren doğrusal olmayan bir yapı sergilemektedir. Gösterge fonksiyonu olarak simgelenen bir değişken yardımıyla en az iki rejimden oluşan süreç, rejim değişkeni olarak tanımlanan ve kukla değişken gibi hareket eden bir değişkenle birleştirilir. Böylelikle, farklı özellik sergileyen (genişleme-daralma gibi) dönemlerin ayrı ayrı değerlendirilmesi mümkün olmaktadır.

MS modeli genel olarak,

$$X_t = s_t \mu_1 + (1 - s_t) \mu_2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

biçiminde tanımlanır. s_t , gözlenemeyen durum değişkenini ifade etmektedir ve iki durumlu rejimlerde 0 ve 1 değerlerini alan durum değişkenidir. s_t , 1 değerini aldığı anda model,

$$X_t = \mu_1 + \varepsilon_t \quad (2)$$

0 değerini aldığı anda ise,

$$X_t = \mu_2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

olarak elde edilmektedir. s_t , 1,2,...,k gibi iki veya ikiden fazla değer aldığı anda aşağıdaki şekilde oluşturulabilir:

$$X_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

iki rejimli ve tek değişkenli Markov rejim değişim modeli, MS-AR(p) modeline genişletilebilir:

$$X_t = c(s_t) + \beta_1(s_t)X_{t-1} + \dots + \beta_p(s_t)X_{t-p} + (s_t)u_t \quad (5)$$

Modelde s_t , gözlenemeyen durum değişkenlerini ifade ederken, hata terimlerinin 0 ortalama ve 1 varyansla normal dağıldığı varsayılır. MS-AR(p) modellerinden yararlanılarak serinin içinde bulunduğu sürecin hangi rejimde olduğu, bir rejimde kalma ve/veya diğer rejime geçme olasılıkları ve rejimlerde kalma süreleri belirlenebilir. P_{ij} , rejimler arası sabit geçiş olasılıkları olarak adlandırılır ve iki durumlu rejimler için aşağıdaki şekilde gösterilir:

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

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 gösterilebilir. Bu gösterime göre, P_{11} , süreç birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde tekrar birinci rejimde olma olasılığıdır. P_{12} , süreç birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde ikinci rejimde olma olasılığı, P_{22} , süreç ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde tekrar ikinci rejimde bulunma olasılığı, P_{21} , süreç ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde birinci rejimde olma olasılığı olarak açıklanmaktadır.

Sabit geçiş olasılıklarından yararlanılarak serinin içinde bulunduğu sürecin devam etme süresi de belirlenebilir. Birinci rejimde kalma süresi,

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

ikinci rejimde kalma süresi de,

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

formülleriyle hesaplanabilir. Böylelikle, serinin her bir rejimde ortalama ne kadar süre kalacağı tespit edilebilir.

MS-AR(p) modellerinde geçiş olasılıklarının sabit olduğu varsayılmaktadır. Oysa ki, MS-AR(p) modellerinin geçiş olasılıkları, başka değişken veya değişkenlerden de etkilenerek zamanla değişebilir. Bu durumda, sabit geçiş olasılıklı rejim değişim modelleri zaman değişkenli Markov rejim değişim modellerine (TVTP-MS) genişletilecektir. Zaman değişkenli Markov rejim değişim modelleri (TVTP-MS), Chen (2006) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Chen (2006), MS-AR(p) modeline rejim değişkenini etkilediği düşünülen değişkenler veya değişkenlerin gecikmeli değerlerini ekleyerek zaman değişkenli geçiş olasılıklarını hesaplamıştır. TVTP-MS modellerinde geçiş olasılıkları matrisi,

$$P_t^{ij} = \begin{bmatrix} P_t^{11}(Z_t) & 1 - P_t^{11}(Z_t) \\ 1 - P_t^{22}(Z_t) & P_t^{22}(Z_t) \end{bmatrix} \quad (10)$$

biçiminde oluşturulmaktadır. Matriste yer alan Z_t , rejim değişiminde etkili olduğu düşünülen değişkenler vektörüdür. Bu yöntemde, geçiş olasılıkları Z_t değişkenler vektörüyle açıklanmaya çalışılmaktadır. Matriste yer alan $P_t^{11}(Z_t)$, birinci rejimde iken diğer durumda tekrar birinci rejimde kalma olasılığına Z_t değişkeninin katkısı olarak yorumlanmaktadır. $P_t^{22}(Z_t)$ olasılığı için de benzer bir yorum yapılabilir. Bu hesaplamada zaman değişkenli geçiş olasılıkları,

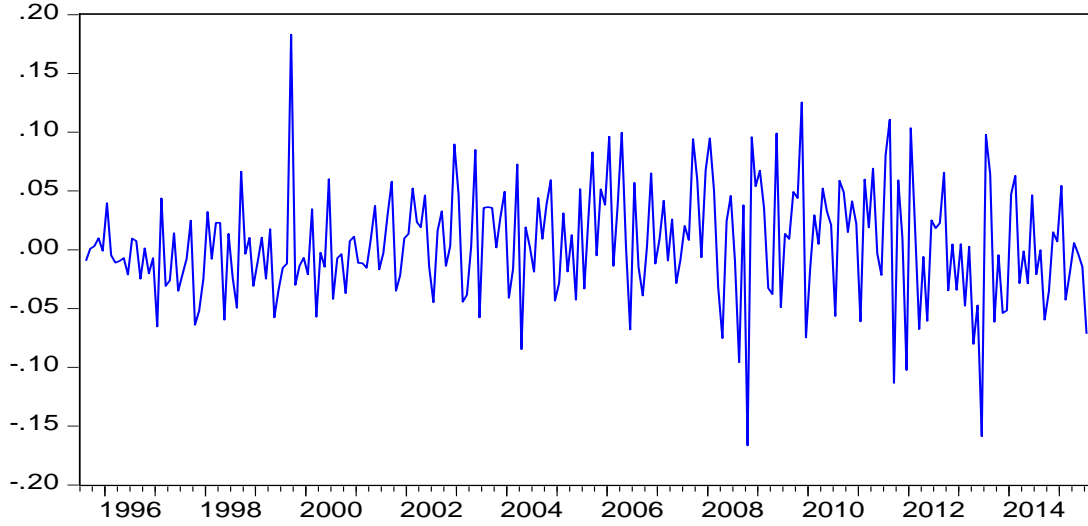
$$P_t^{ij} = \frac{\exp(X_{t-1}'Z_t)}{1 + \exp(X_{t-1}'Z_t)} \quad (11)$$

olarak hesaplanır. X_{t-1} , otoregresif değişkenler vektörüdür.

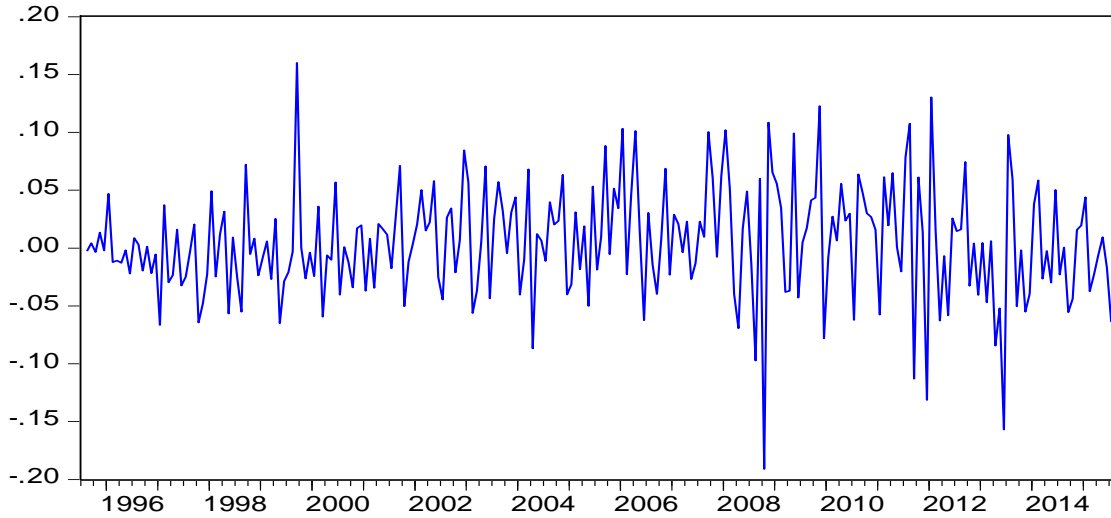
4. Veri Seti

Çalışmada, Temmuz 1995-Temmuz 2015 dönemleri arasındaki BİST ve Londra altın borsası Usd/Ons altın aylık fiyat serileri kullanılmıştır. Bu dönemler arasındaki altın fiyatlarına ilişkin logaritmik getiriler ($\log(P_t/P_{t-1})$) hesaplanmış ve BİST altın (LGBIST) ve Londra altın (LGLAB) getiri serilerine ilişkin zaman serisi grafikleri Grafik 1 ve Grafik 2’de gösterilmiştir

Grafik 1. BİST Altın Getiri Serisinin Zaman Yolu Grafiği



Grafik 2. Londra Altın Getiri Serisinin Zaman Yolu Grafiği



5. Analiz ve Bulgular

MS-AR(p) modelleri, doğrusal olmayan zaman serisi literatüründe son yıllarda oldukça gelişme göstermiş modellerdir. İlk olarak Hamilton’un 1989 çalışmasında tanıtılmış, daha sonraki dönemlerde ise model birçok açıdan gelişme göstererek, farklı özelliklerin rejim değişim modelleriyle incelenmesine olanak sağlamıştır.

Çalışmada öncelikle BİST ve Londra altın getiri serilerinin doğrusal bir seri olup olmadığı, BDS testi (Brock, Dechert ve Scheinkman(1986)) yardımıyla incelenmiştir. Tablo 1 ve Tablo 2’de sırasıyla BİST ve Londra altın serilerinin BDS testi sonuçları verilmiştir:

Tablo 1. BİST Altın Serisi için BDS Testi

Boyut	BDS istatistiği	Standart hata	Z-istatistiği	Olasılık(Prob.)
2	0.009441	0.004622	2.042632	0.0411
3	0.020902	0.007345	2.845782	0.0044
4	0.027175	0.008744	3.107835	0.0019
5	0.032277	0.009111	3.542813	0.0004
6	0.032901	0.008782	3.746299	0.0002

Tablo 2. Londra Altın Serisi için BDS Testi

Boyut	BDS istatistiği	Standart hata	Z-istatistiği	Olasılık(Prob.)
2	0.011317	0.004830	2.342880	0.0191
3	0.022006	0.007685	2.863446	0.0042
4	0.027243	0.009160	2.974148	0.0029
5	0.030815	0.009555	3.224945	0.0013
6	0.029292	0.009222	3.176171	0.0015

BDS testi sonuçlarına göre olasılık değerleri tüm boyutlarda %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için serilerin doğrusal olduğunu ileri süren sıfır hipotezi reddedilmiş ve BİST altın serisinin doğrusal olmayan zaman serisi modelleriyle incelenmesinin uygun olduğu sonucuna varılmıştır.

BİST getiri serisi için doğrusal olmayan modellerle çalışılmanın daha uygun olduğu testlerle tespit edildikten sonra en uygun MS modeli tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu kapsamda, BİST altın serisinin zaman içerisinde izlediği seyri yani yüksek ve düşük getirili dönemleri incelemek amacıyla Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) minimum bilgi kriterleri ile regresyonun standart hatası değerine göre tespit edilmiş MS-AR(p) modeli tahmin edilmiştir.

BİST altına ait getiri serisi için bilgi kriterleri ve regresyonun standart hatasına göre elde edilmiş en uygun model MS-AR(1) modeli olarak belirlenmiştir. Tablo 3'de MS-AR(1) model sonucu yer almaktadır:

Tablo 3. BİST Altına İlişkin Sabit Geçiş Olasılıklı MS Modeli

Bağımlı Değişken: LGBİST				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Olasılık (Prob.)
Rejim 1				
C	-0.006814	0.004218	-1.615548	0.1062
SIGMA	0.029142	0.094213	-37.52745	0.0000
Rejim 2				
C	0.012245	0.004859	2.519892	0.0117
SIGMA	0.053971	0.069263	-42.14790	0.0000
Ortak (Common)				
LGBİST(-1)	-0.153607	0.067180	-2.286486	0.0222
Geçiş Matrisi Parametreleri (Transition Matrix Parameters)				
P11-C	3.489286	0.867670	4.021445	0.0001
P21-C	-3.738268	0.802908	-4.655911	0.0000

Q(29)*=28.333 (prob.= 0.500)

*Box-Pierce testi sonucu, hata terimlerinde otokorelasyon olmadığını öne süren sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

BİST altın getiri serisi için tahmin edilen MS-AR(1) modeli ile doğrusal model arasında en uygun modeli belirlemek için LR ve Davies istatistikleri ile model seçim kriterlerinden yararlanılmıştır.

Tablo 4. Tahmin edilen Modelin Doğrusallık Analizi

	Test İstatistiği
LR Testi	22.946
LR Testi Olasılık Değeri (Prob.)	0.000
DAVIES Testi Olasılık Değeri (Prob.)	0.001

Tablo 4’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’de ise doğrusal ve doğrusal olmayan MS-AR(1) modeline ait model seçim kriterleri verilmiştir:

Tablo 5. Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Modele ait Bilgi Kriterleri

Model Seçim Kriterleri	Doğrusal Model	Doğrusal Olmayan Model MS-AR(1)
AIC	-3.255137	-3.309304*
SC	-3.226045*	-3.207483
HQ	-3.243414	-3.268273*

*Doğrusal ve doğrusal olmayan modelleri karşılaştırmak amacıyla hesaplanan bilgi kriterlerine ait minimum değerler

Hem LR ve Davies testi hem de bilgi kriterleri (AIC ve HQ) altın getiri serisinin modellenmesinde doğrusal olmayan modellerin kullanımının daha uygun olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, BİST altın getiri serisi için tahmin edilen ve sonuçları Tablo 3’de gösterilen MS-AR(1) modeli uygun model olarak belirlenmiştir. Tahmin edilen model incelendiğinde, serinin iki rejimli bir model olduğu görülmektedir. Ortalama getiriyi gösteren sabit katsayı ve varyans değerleri iki rejim için farklıdır. Modelde her iki rejim için ortak otoregresif parametre bulunmuştur. Modele ait hata terimleri de otokorelasyonsuzdur. Model incelendiğinde birinci rejim düşük getirili, ikinci rejim ise yüksek getirili dönemdir. MS-AR(1) modeli ile serilerin mevcut konjonktür içerisinde ne kadar süreyle düşük ve yüksek getirili dönemde kalacağı söylenebilir. BİST altın serisine ait Markov sabit geçiş olasılıkları matrisi Tablo 6’de gösterilmiştir:

Tablo 6. Sabit Geçiş Olasılıkları Matrisi

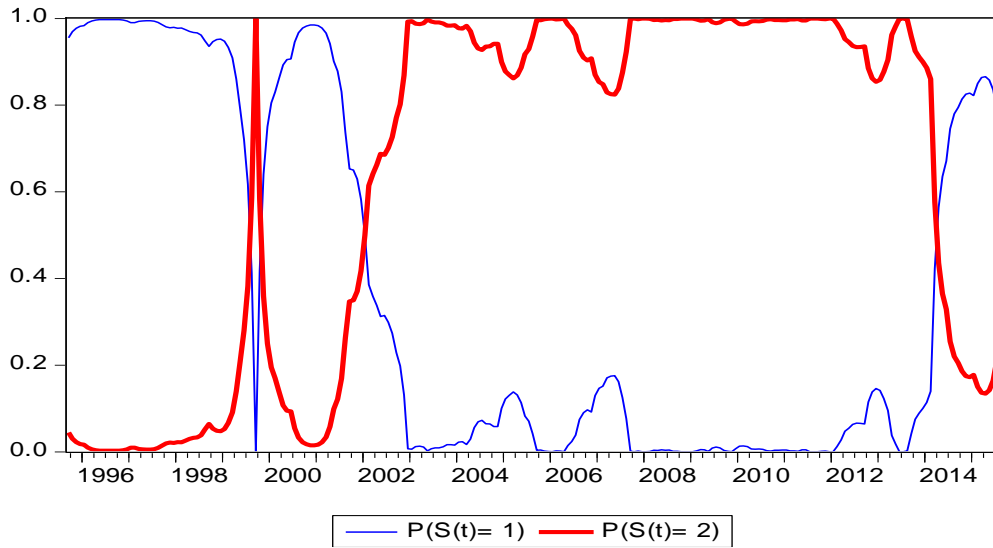
	Düşük getiri	Yüksek getiri
Daralma	0.970381	0.029619
Genişleme	0.023242	0.976758

Markov sabit geçiş olasılıkları matrisine göre seri, birinci rejimde iken (düşük getirili dönem) bir sonraki gözlemlerde tekrar birinci rejimde (düşük getirili dönem) olma olasılığı %97,0381’dir. Serinin, birinci rejimdeyken bir sonraki gözlemlerde ikinci rejimde (yüksek getirili dönem) olma olasılığı ise %2,9619’dur. Aynı şekilde seri ikinci rejimdeyken (yüksek getirili dönem), bir sonraki dönemde tekrar ikinci rejimde olma olasılığı %97,6758’dir. İkinci rejimdeyken bir sonraki dönemde birinci rejimde olma olasılığı %2,3242’dir. Rejimlerde kalma süreleri incelendiğinde ise, ortalama birinci rejimde kalma süresi 33,76 ay; ikinci rejimde kalma süresi ise 43,025 ay olarak tespit edilmiştir.

Grafik 3’de BİST altın serisine ilişkin MS-AR(1) modelinin düzgünleştirilmiş geçiş olasılıkları grafikleri verilmiştir. Grafikte, birinci rejim düşük getirili dönemi ($P(S(t)=1)$), ikinci rejim ($P(S(t)=2)$) yüksek getirili dönemi ifade etmektedir. Düzgünleştirilmiş rejim olasılıkları grafiği incelendiğinde 1998 yılından itibaren yüksek getirili döneme giren altın getirilerinin, 2000 yılından sonra düşük getirili döneme girdiği ve 2001 yılı krizinin ardından uzun bir süre yüksek getirili dönemde kaldığı görülmektedir. 2014 yılından itibaren ise yeniden düşük getirili dönem içerisinde yer almaktadır. Altın getiri serisinin özellikle kriz sonrası dönemlerde yüksek

getirili dönemde bulunması, bireylerin altını güvenli yatırım aracı olarak gördüklerini ve kriz sonrası dönemlerde altının tercih edilen bir yatırım aracı olduğunu ortaya koymaktadır.

Grafik 3. Sabit Geçiş Olasılıklı MS Modelinin Düzgünleştirilmiş Geçiş Olasılıkları



BİST altın getiri serilerinin düşük ve yüksek getirili dönemleri üzerinde Londra Altın borsasına ilişkin getiri serileri etkili olabilir mi düşüncesiyle zaman değişkenli geçiş olasılıklı TVTP-MS-AR(p) tahmin edilmiştir. Bu kapsamda, model seçim bilgi kriterlerine (AIC, SC, HQ) ve regresyonun standart hatasına göre Londra altın getiri serisinin iki gecikmeli değerinin eklendiği model en uygun TVTP-MS-AR(1) modeli olduğu saptanmıştır. Bu model, Tablo 7’de sunulmuştur:

Tablo 7. BİST ve Londra Altına İlişkin TVTP-MS-AR(1) Modeli

Bağımlı Değişken: LGBİST				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Olasılık(Prob.)
Rejim 1				
C	-0.009413	0.003840	-2.451285	0.0142
SIGMA	0.032651	0.079643	-42.96537	0.0000
Rejim 2				
C	0.017824	0.005363	3.323492	0.0009
SIGMA	0.053884	0.067463	-43.29647	0.0000
Ortak (Common)				
LGBİST(-1)	-0.173110	0.068835	-2.514870	0.0119
Geçiş Matrisi Parametreleri (Transition Matrix Parameters)				
P11-C	12.20937	2.929920	4.167135	0.0000
P11-LGLAB(-2)	180.2150	46.84767	3.846829	0.0001
P21-C	-9.424881	2.037908	-4.624783	0.0000
P21-LGLAB(-2)	79.49470	19.91938	3.990821	0.0001

TVTP-MS-AR(1) modelinin anlamlı olabilmesi için P11-LGLAB(-2) ve P21-LGLAB(-2) olarak ifade edilen parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Modelden görüleceği gibi tahmin edilen bütün katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sebeple, BİST altın getirisinin iki dönem gecikmeli Londra altın borsası getirisinden etkilendiği ifade edilebilir. Bu model de farklı ortalama ve varyans değerlerine sahip iki rejimden meydana gelmiştir. Otoregresif terim ise ortaktır. Birinci rejim düşük getirili dönemi, ikinci rejim ise yüksek getirili dönemi ifade etmektedir. Bu modelin zamanla değişen geçiş

olasılıkları değerleri, her dönem için farklıdır. Tablo 8’de zamanla değişen geçiş olasılıklarının ortalama değerleri gösterilmektedir:

Tablo 8. Zamanla Değişen Geçiş Olasılıklarının Ortalama Değeri

Ortalama Geçiş Olasılıkları		Düşük getiri	Yüksek getiri
	Düşük getiri	0.950866	0.049134
	Yüksek getiri	0.019383	0.980617

Zamanla değişen Markov geçiş olasılıkları incelendiğinde serinin birinci rejimdeyken (düşük getirili dönem) bir sonraki dönemde yine birinci rejimde olma olasılığı ortalama %95,0866, birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde ikinci rejime (yüksek getirili dönem) geçme olasılığı ortalama %4,9134; ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde yine ikinci rejimde olma olasılığı ortalama %98,0617, ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde birinci rejimde olma olasılığı ortalama %1,9383 olarak hesaplanmıştır.

Tahmin edilen modeller ışığında, BİST altın serisi için doğrusal olmayan sabit geçiş olasılıklı MS-AR(1) ve zaman değişkenli geçiş olasılıklı TVTP-MS-AR(1) modellerinden hangisiyle çalışmanın daha doğru sonuçlar vereceği araştırılmak istenmiştir. Bu amaçla, MS-AR(1) ve TVTP-MS-AR(1) modellerini karşılaştırmak amacıyla elde edilen bilgi kriterleri Tablo 9’da verilmiştir:

Tablo 9. MS-AR(1) ve TVTP-MS-AR(1) Modellerine ait Bilgi Kriterleri

Model Seçim Kriterleri	MS-AR(1) (Sabit Geçiş Olasılıklı MS Modeli)	TVTP-MS-AR(1) (Zaman Değişkenli Geçiş Olasılıklı MS Modeli)
AIC	-3.309304*	-3.303300
SC	-3.207483*	-3.172387
HQ	-3.268273*	-3.250546

*MS-AR(1) ve TVTP-MS-AR(1) Modellerini karşılaştırmak amacıyla hesaplanan bilgi kriterlerine ait minimum değerler

MS-AR(1) ve TVTP-MS-AR(1) modellerine ait AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri karşılaştırıldığında sabit geçiş olasılıklı MS-AR(p) modeline ait değerlerin, zaman değişkenli geçiş olasılıklı TVTP-MS modelinin değerlerinden daha küçük olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre, BİST altın getiri serisi için sabit geçiş olasılıklı MS modelinin daha iyi bir model olduğu söylenebilir.

6. Sonuç

Emtia piyasasında önemli bir yatırım aracı olan altının daralma ve genişleme dönemlerinin bilinmesi, yatırımcılar ve sektörler için altın getirilerinin öngörülebilirliği açısından önemlidir. Çalışmada, BİST kıymetli taşlar piyasasında işlem gören altının yüksek veya düşük getirili dönemlerde kalma, kazandıran-kaybettiren dönemlerden diğer döneme geçme olasılıkları ve bu dönemlerde kalma süreleri MS-AR(p) modelleri ile incelenmiştir.

Altın getiri serisi için öncelikle sabit geçiş olasılıklı MS-AR(1) modeli tahmin edilmiş ve sürecin iki rejimli bir sürece sahip olduğu tespit edilmiştir. Birinci rejim, düşük getirili dönemi, ikinci rejim ise yüksek getirili dönemi ifade etmektedir. Markov sabit geçiş olasılıkları matrisine göre seri, düşük getirili dönemdeyken bir sonraki gözlemlerde tekrar düşük getirili dönemde olma olasılığı %97,0381 bulunmuştur. Serinin, düşük getirili dönemdeyken bir sonraki gözlemlerde yüksek getirili dönemde olma olasılığı ise %2,9619’dur. Altın serisi, yüksek getirili dönemdeyken bir sonraki dönemde de tekrar yüksek getirili dönemde olma olasılığı %97,6758 olarak bulunmuştur. Yüksek getirili dönemdeyken bir sonraki dönemde düşük getirili dönemde olma olasılığı ise %2,3242’dir. Altının yüksek ve düşük getirili dönemlerde kalma süreleri incelendiğinde ise ortalama düşük getirili dönemde kalma süresi 33,76 ay, yüksek getirili dönemde kalma süresi ise 43,025 ay olarak tespit edilmiştir.

BİST altın getiri serisini etkileyeceği düşünülen Londra altın borsası getiri serisi dikkate alınarak TVTP-MS-AR(1) modeli tahmin edilmiştir. Bu modele göre Londra altın borsası getiri serisinin iki dönem önceki verilerinin bugünkü altın seviyesini etkilediği bulunmuştur. TVTP-MS-AR(1) modeline göre BİST altın borsasında işlem gören altın serisinin iki rejimli bir sürece sahip olduğu, ilk rejimin düşük getirili ve ikinci rejimin yüksek getirili dönem olduğu belirlenmiştir. Bu modelde geçiş olasılıkları zamanla değişmekte ve her dönem için ayrı ayrı elde edilebilmektedir. Çalışmada, altının kazandıran ve kaybettiren dönemleri arasındaki geçiş olasılıklarına ait ortalama değerlere göre elde edilen sonuçlar sunulmuştur. Bu sonuçlara göre, serinin düşük getirili dönemdeyken yine aynı süreçte bulunma olasılığının ortalama %95,0866; yüksek getirili dönemdeyken yine yüksek getirili dönemde olma olasılığının ortalama %98,0617 olduğu tespit edilmiştir. Düşük getirili dönemden yüksek getirili döneme geçiş olasılığı ortalama %4,9134; yüksek getirili dönemden düşük getirili döneme geçiş olasılığı ise ortalama %1,9383 olarak belirlenmiştir.

Altın serisine ait hem sabit hem de zamanla değişen Markov rejim değişim modelleri düzgünleştirilmiş geçiş olasılıkları incelendiğinde, 1998 yılından itibaren yüksek getirili döneme giren altın getirilerinin, 2000 yılından sonra düşük getirili döneme girdiği ve 2001 yılı krizinin ardından uzun bir süre yüksek getirili dönemde kaldığı görülmektedir. 2014 yılından itibaren ise yeniden düşük getirili dönem içerisinde yer almaktadır. Bu durum, yatırımcıların özellikle kriz dönemlerinden sonra altını güvenli bir yatırım aracı olarak gördükleri şeklinde yorumlanabilir.

Çalışma, BİST altın getiri serilerinde rejim kalıcılığının yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bağlamda yatırımcı, altın getiri serilerinin cari dönemde hangi rejimde olduğunu bilmesi halinde, bu rejimde kalma olasılığını tahmin edebilecek ve yatırım kararını buna göre verebilecektir. Bu nedenle çalışmanın, altın yatırımcısına ve altın kullanıcıları sektörlerin yatırım ve operasyonel faaliyetlerine ilişkin kararlarına, gelecek dönem altın fiyatlarının öngörülebilirliği açısından katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca çalışma, BİST altın getiri serilerinin doğrusal model yerine doğrusal olmayan modeller kullanılarak tahmin edilmesinin daha uygun olduğunu ortaya koymaktadır. Bu yönü ile çalışmanın, BİST altın getiri serilerinin modellenmesine yönelik yeni çalışmalara da katkı sağlaması beklenmektedir.

Kaynaklar

- Abiad, A. (2003). Early warning systems for currency crises: A regime-switching approach. *IMF Working Paper*, No:03(32).
- Akgül, I., Bildirici, M., & Özdemir, S. (2015). Evaluating the nonlinear linkage between gold prices and stock market index using markov-switching bayesian var models. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 210, 408 – 415.
- Białkowski, J., Bohl, M. T., Stephan, P. M., & Wisniewski, T. P. (2015). The gold price in times of crisis. *International Review of Financial Analysis*, 41, 329–339.
- Brock, W., Dechert, W., & 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.
- Chen, S. S. (2006). Revisiting the Interest Rate–Exchange Rate Nexus: A Markov– Switching Approach. *Journal of Development Economics*, 79, 208–224.
- Chitsazan, H., & Keimasi, M. (2014). Modeling volatility of gold futures market in Iran by switching GARCH models. *International Journal of Economy, Management and Social Sciences*. 3 (11), 703-707.
- Davies, R. B. (1987). Hypothesis testing when the nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 74, 33-43.
- Dewachter, H. (2001). Can markov switching models replicate chartist profits in the foreign exchange market?. *Journal of International Money and Finance*, 20(1), 25–41.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 251-276.
- Diebold, F. X., J.-H. Lee, & G. C. Weinbach (1994). Regime switching with time-varying transition probabilities. In C. Hargreaves (ed.) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, 283–302, Oxford: Oxford University Press.

- Diebold, F. X., & Rudebusch, G. (1996). Measuring business cycles: A modern perspective. *Review of Economics and Statistics*, 78, 67-77.
- Dueker, M. J. (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock market volatility. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 26-34.
- Engel, C. (1994). Can the markov-switching model forecast exchange rates?. *Journal of International Economics*, 36, 151-165.
- Evans, M.D., & Lewis K. (1995). Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run fisher relation?. *Journal of Finance*, 50, 225-253.
- Guidolin, M., & Timmermann, A. (2005). Economic implications of bull and bear regimes in UK stock and bond returns. *Economic Journal*, 115,11-143.
- 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.
- Hardy, M. R. (2001). A regime-switching model of long-term stock returns. *North American Actuarial Journal*, 5(2), 41-53.
- Jena, P. T., & Goyari T. (2010). Is the recent global financial crisis causes volatility in gold and crude oil futures market in India. *International Conference on Applied Economics*. 353-361.
- Jiang, Y., & Fang, X. (2015). Bull, bear or any other states in US stock market?. *Economic Modelling*, 44, 54-58.
- Kaminsky, G. (1993). Is there a peso problem? Evidence from the Dollar/Pound exchange rate, 1976-1987. *American Economic Review*, 83, 450-472.
- Kanas, A., & Kouretas, G. P. (2007). Regime dependence between the official and parallel foreign currency markets for US Dollars in Greece. *Journal of Macroeconomics*, 29, 431- 449.
- Knedlik, T., & Scheufele, R. (2007). Three methods of forecasting currency crises: Which made the run in signaling the South African Currency Crisis of June 2006? *Halle Institute for Economic Research, IWH Discussion Papers*, No:17.
- Kruse, R., Frommel, M., Menkhoff, L., & Sibbertsen, P. (2012). What do we know about real exchange rate nonlinearities? *Empirical Economics*, 43(2), 450-474.
- Liboshi, H. (2007). Duration dependence of the business cycle in Japan: A bayesian analysis of extended markov switching model. *Japan and The World Economy*, 19, 86-111.
- Lucey, B. M., & O'Connor, F. A. (2013). Do bubbles occur in the gold price? An investigation of gold lease rates and markov switching models. *Borsa Istanbul Review*, 13, 53-63.
- Maheu, J.M., & McCurdy, T.H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18 (1), 100-112.
- Marcucci, J.(2005). Forecasting stock market volatility with regime switching GARCH models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(4), 1-55.
- Mariano, R.S., Gultekin, B.N., Ozmucur, S., Shabbir, T., & Alper, C.E. (2004). Prediction of currency crises: Case of Turkey. *Review of Middle East Economics and Finance*, 2(2). 87-107.
- Moore, T., & Wang, P. (2007).Volatility in stock returns for new EU member states: Markov regime switching model. *International Review of Financial Analysis*, 16, 282-292
- Moolman, E. (2004). A markov switching regime model of the South African business cycle. *Economic Modelling*, 21, 631-646.
- Perez-Quiros, G., & Timmermann, A. (2001). Business cycle asymmetries in stock returns: Evidence from higher order moments and conditional densities. *Journal of Econometrics*, 103(1-2), 259-306.
- Sopipan, N., Sattayatham, P., & Premanode, B. (2012). Forecasting volatility of gold price using markov regime switching and trading strategy. *Journal of Mathematical Finance*, 2, 121-131.
- Tuna, K., Türk, M., & Ozun, A.(2014). Uluslararası portföy yönetiminde rejim geçişken karar destek modelleri: Gelişmekte olan menkul kıymet piyasaları üzerine bir uygulama. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 2(2), 27-43.
- World Gold Council (2016), <http://www.gold.org/supply-and-demand/gold-demand-trends>.

This Page Intentionally Left Blank