

## Metal Vadeli İşlem Piyasaları ve Doğrusal Olmayan Dinamikleri

**Ayben KOY**

İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İstanbul.

Email: [akoy@ticaret.edu.tr](mailto:akoy@ticaret.edu.tr)

**Güldenur ÇETİN**

İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İstanbul.

Email: [gadiguzel@ticaret.edu.tr](mailto:gadiguzel@ticaret.edu.tr)

**ÖZET:** Bu çalışmanın temel amacı, metal vadeli işlem fiyatlarının daralma ve genişleme dönemlerini Markov Rejim Değişim Otoregresif Modellerini kullanarak analiz etmektir. Çalışmada, durasyon ve olasılıkların tespiti ile yatırımcılara aldıkları kararlarda bilgi vermek de amaçlanmıştır. Bir Markov Rejim Değişim modelinde rejimler veya durumlar arasındaki geçiş mekanizması, birinci dereceden Markov süreci izleyen, gözlemlenemeyen bir durum değişkeni tarafından kontrol edilmektedir. Böylece, metal vadeli işlem piyasalarının kendilerinin veya başka ilişkili değişkenlerin geçmiş durum yapısına bağlı olarak hareket edip etmediği araştırılmıştır. Kullanılan veri seti 04.01.2010 – 31.12.2015 dönemindeki Altın (1541 gün), Gümüş (1868 gün), Bakır (1868 gün), Paladyum (1559 gün) ve Platin (1863 gün) Vadeli İşlem Sözleşmelerinin günlük kapanış fiyatlarından oluşmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Metal Vadeli İşlem Sözleşmeleri, Doğrusal olmama, Markov Rejim Değişim Otoregresif Modeli.

**Jel Kodu:** C22, G11, G15

---

### Metals Futures Market and the Nonlinear Dynamics'

**ABSTRACT:** The main objective of this study is to analyze the depression and expansion periods by using Markov Switching Autoregressive Models. It is intended to provide information to the investors with investigating the durations and probabilities. In a Markov regime switching model, the switching mechanism between regimes or states, is controlled by an unobservable state variable that follows a first-order Markov chain. The behavior of metal futures prices may change conditional on their own past state of nature or on the state of nature of other related variables is indicated. The data used includes daily closed prices of Gold Futures (1541 days), Silver Futures (1868 days), Copper Futures (1868 days), Palladium Futures (1559 days) and Platinum Futures (1863 days) between 04.01.2010 and 31.12.2015.

**Keywords:** Metals Futures, Markov Switching Autoregressive Model, Nonlinearity.

**JEL Code:** C22, G11, G15

---

### 1. Giriş

1930'lu yıllarda riskten korunma temelinde piyasalarda işlem görmeye başlayan metal vadeli işlem sözleşmeleri, günümüzde uluslararası piyasa yatırımcıları tarafından portföylerinde çeşitlendirme yolu ile riski azaltmak için kullanılan enstrümanlar olarak ön plana çıkmaktadır. Uluslararası finans piyasalarının entegrasyonu, teknolojik gelişme gibi faktörler ile bilginin hızlı iletildiği piyasalarda yatırımcılar, volatilité ve getiri farklılıkları ve pay piyasaları ile düşük korelasyonları nedeniyle gün geçtikçe portföylerinde metal sözleşmelerine daha çok yer vermektedirler (Arouri ve diğ. :2013; Arouri ve Nguyen: 2010; Conover ve diğ.:2010; Daskalaki ve Skiadopoulos:2011; Hammoudeh ve diğ.:2013). Metal vadeli işlem fiyatlarının doğrusal olmayan yapılarını Markov Rejim Değişim Modelleriyle inceleyerek, piyasaların içinde bulunduğu daralma ve genişleme dönemlerini durasyon ve olasılıklar ile analiz eden bu çalışma, uluslararası yatırımcılara da karar almalarında yön vermeyi amaçlamaktadır.

Bugün emtia piyasasında önemli bir yeri olan Londra Metal Borsası 1877 yılında kurulmuştur. Kalay (1929), gümüş (1931), çinko (1934), kurşun (1934) ve bakır (1935) sözleşmeleri Wall Street Journal'da 1930'lu yıllardan itibaren yatırımcılar tarafından takip edilirken, günümüzde öncelikli kıymetli metal yatırımlarının arasında olan platin (1959), paladyum (1968) ve altın (1975) vadeli işlem sözleşmeleri ise piyasalarda daha geç ilgi görmeye başlamıştır (Carlton:1984). Vadeli işlem piyasalarında yeni sözleşmelerin ortaya çıkması, söz konusu sözleşmelerin işlem hacimlerinin artarak yatırımcılar tarafından takip edilmeleriyle devam eden süreçte, bu piyasaların oluşumunu, piyasalardaki gözlenen fiyat davranışı gibi konuları açıklayan teoriler de gelişme göstermiştir. Working'in 1949 makalesinde ele aldığı dönemler arası fiyat ilişkileri (inter-temporal price relations) teorisi, belirli bir zamanda spot ve vadeli fiyat veya iki farklı vadeye ait sözleşmelerin fiyatlarındaki ilişkiyi açıklayan bir teoridir. Dönemler arası fiyat ilişkileri teorisine göre, tarımsal bir dayanak varlığa ait sözleşmenin Mayıs ve Eylül ayı fiyatlarındaki farklılık, bu aylardaki hasat miktarına yönelik beklentilerle ilgili değildir. Mayıs ayındaki hasata yönelik beklentilerin Mayıs fiyatını hiç etkilemeyeceğini söylemek mümkün değildir. Bunun yanında, Mayıs ayından sonraki hasata yönelik beklentiler yakın vadeli olan Mayıs fiyatını daha çok olmakla beraber, hem Mayıs hem de Eylül fiyatını etkileyecektir. Bir tarihten başka bir tarihe taşınmanın ekonomik ödülü, farklı vadelere göre düzenlenmiş iki sözleşmenin fiyatları arasındaki farkı açıklamaktadır. Bu farkı açıklamak için ortaya atılan Taşıma Maliyeti Teorsisi (cost of carrying), önce emtia sözleşmelerinde depolama maliyeti konusu ile gündeme gelmiştir. Örneğin, Mayıs ve Aralık sözleşmelerinin fiyat farkları, depolama hizmeti için gerekli getiriyi (necessary return for storage) de içerecektir. İki vade arasında korunma alan kişi, sözleşmenin vadesi geldiğinde bir sonraki sözleşmeyi yapma kararını getiri ile maliyetleri karşılaştırarak verecektir. (Working:1949)

Emtia vadeli işlem piyasalarının gelişimi, yatırımcıları da bu piyasalara çekmiş, zira sözleşme getirileri de zamanla akademik çalışma konusu haline gelmiştir. 25 emtia piyasasını 1947-1965 döneminde inceleyen Rockwell (1967)'e göre, vadeli fiyatlar yıllık yaklaşık %4 yükselmektedir. Grauer (1977), 1959-1974 döneminde incelediği 14 emtia sözleşmesinin pozitif fiyat değişikliği gösterse de istatistiki olarak sıfırdan farklı olmadığını göstermiştir. Bodie ve Rozansky (1980) çalışmalarında, 1950-1976 döneminde işlem gören 23 emtia sözleşmesinin, yumurta hariç olmak üzere pozitif getirilere sahip olduğunu göstermişlerdir. Paylarla aynı getiriye (%9,5) sahip olan emtia sözleşmeleri portföylere alındığında, payların negatif getiriye sahip olduğu dönemlerde riskten korunma sağlamakta hatta emtia ve pay ile yapılan portföyler enflasyondan korumaktadır. Breeden ve Litzenberger (1978), Breeden (1979; 1980) çalışmalarında kullandıkları İntertemporal Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'ne (Intertemporal Capital Asset Pricing Model: ICAPM) göre, bir menkul kıymetten beklenen denge getiriler gerçek tüketimdeki değişimle, tüketim betası ile ilişkilidir. Pek çok emtia sözleşmesinin getirisi finans piyasaları ve piyasa getirisi ile değil, tüketim harcamaları ve üretim miktarlarındaki değişimlerle ilişkilidir. Dusak (1973), 1952-1967 döneminde buğday, mısır ve soya fasulyesi sözleşmelerinde sistematik riski tahmin etmiştir. Getiriler sıfır olduğu için sistematik risk olmadığını ifade eden Dusak'ın çalışması, Grauer (1977) ile Bodie ve Rosansky (1980)'den destek bulmuştur. Breeden (1980) ise bu çalışmalardan farklı olarak bazı emtia sözleşmelerinin ekonomik değişkenlerden etkilendiğini ortaya koymuştur.

Grauer ve Litzenberger (1979)'e göre, gelecek spot fiyatlar belirsizse, vadeli işlem sözleşmeleri (emtia) riskli varlıklardır. Vadeli işlem sözleşmelerinin denge fiyatları da, belirsiz göreceli ve mutlak emtia fiyatlarından türemektedir. Gerçek sosyal risk ve sözleşmenin enflasyon iştahına göre değişen beklenen gelecek spot fiyat, emtia vadeli işlem sözleşmesinin fiyatını oluşturmaktadır.

## **2. Literatür**

Literatürde, kıymetli metal piyasalarının ve vadeli işlem piyasalarının fiyat değişimleri, getiri ve volatiliteleri, bu piyasaların birbiri ile veya diğer finansal varlık fiyatları/getirileri/volatiliteleri ile ilişkilerini açıklayan çok sayıda çalışma yer almaktadır. Doğrusal olmayan ekonometrik modeller ise akademik yazında son yıllarda yer bulmaktadır. Bu çalışmaların çoğunluğunun da, spot metal piyasası üzerine veya diğer vadeli işlem piyasaları üzerine yapılmış olduğu görülmüştür. Vadeli işlem piyasasındaki fiyat oluşumuyla ilgili literatürün ilk örneklerine giriş bölümünde yer verilen bu çalışmada, kıymetli metal piyasasının doğrusal olmayan modellerle incelendiği yeterli sayıda çalışma

olmamasından yola çıkarak, doğrusal olmayan modellerin kullanıldığı spot metal piyasası örneklerine de yer verilmiştir.

Charlot ve Marimoutou (2014), Euro/ABD Doları döviz kuru, S&P 500 pay endeksi, ham petrol ve değerli metallere (altın, gümüş ve platin) 2005-2012 dönemi fiyatları için volatilité ve korelasyonlarını incelemiştir. Çalışmada volatilité ve korelasyonlar için ayrı Markov Rejim Değişim Modelleri uygulanmıştır. Platin için en iyi volatilité modelinin Genelleştirilmiş Markov Rejim Değişim Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (MS-GARCH); petrol, altın ve gümüş için ise Markov Rejim Değişim Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (MS-ARCH) olduğu ifade edilmiştir. Rejim Değişim Dinamik Korelasyon Modeli'nin de (RSDC) uygulandığı çalışmada, iki rejimli korelasyon yapıları ortaya konulmuştur.

Petrol ve Altın pay endeksleri üzerindeki etkisini Malezya, Singapur, Tayland ve Endonezya piyasaları için Markov Rejim Değişim Vektör otoregresif Modeli (MS-VAR) ile analiz eden Seuk Wai, İsmail ve Sek (2013) yumuşak geçişli ve 2 rejimli MSI(2)-VAR modelinin ekonomik ilişkileri analiz etmekte başarılı olduğuna dair kanıtlar sunmuşlardır.

Çin Bakır fiyatlarının Markov Rejim modelleriyle hızlı yükselen, yavaş yükselen ve hızlı düşen üç rejim dalgalanması olarak belirleyen Cheng ve diğerlerinin 2013 çalışmasında, 2001-2011 dönemi günlük logaritmik getiri verileri ile çalışılmıştır. Çalışmada elde edilen rejimlerin, bu piyasası etkileyen yerel veya uluslararası, sektörel veya küresel ekonomiyi etkileyen nedenlerle açıklanabildiği görülmüştür.

Altın fiyatları ve borsa endeksi arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi literatürde ilk kez Markov-Switch Bayes VAR modelleri ile araştıran Akgül ve diğ. (2015) çalışmalarında, altın fiyatları ile S&P 500 endeksini içsel değişken, ham petrol fiyatlarını ise dışsal değişken olarak belirlemişlerdir. Ham petrol fiyatlarının altın fiyatları ve S&P 500 endeksindeki fiyat oluşumunu etkilediği modelde bu etkilenmenin piyasaların içinde bulunduğu rejimlere göre farklılık gösterdiği analiz edilmiştir. 1986 Nisan- 2013 Kasım dönemine ait bulgulara göre, kriz öncesi ve kriz rejimlerinde altın fiyatları ikinci dönemde S&P500 şoklarına azalan düzende tepki verirken, genişleme rejiminde ise bu ilişki ters yönlü olmaktadır. S&P500 endeksi ise altın fiyatı şoklarına tüm rejimlerde farklı tepkiler vermektedir.

Bildirici ve Ersin'in (2016) çalışmasında Markov Switch Yapay Sinir Ağları modelleri ile altının getiri oynaklığı test edilmiştir. Testler MAE, MSE ve RMSE kriterleriyle değerlendirilerek, eşit tahmin doğruluğu geliştirilmiş Diebold - Mariano testleri ile sınanmıştır. Çeşitli sektörlerde kullanımı ve en fonksiyonel metal olması sebebiyle incelenen altının, günlük getirilerinin tahmin oynaklığını öngörmede Markov Switch Yapay Sinir Ağlarının başarılı bir model olduğuna dair kanıtlara ulaşılmıştır.

### 3. Veri ve Yöntem

Markov rejim değişim modellerinde, bir Markov zinciri aracılığıyla bir durumdan veya rejimden diğerine olan değişimi belirleyen stokastik süreç açıklanmaktadır. Markov zinciri, hangi rejimin mevcut olduğunu belirleyen ve doğrudan gözlemlenemeyen bir durum değişkeninin ya da değişkenlerin kombinasyonunun davranışını modellemek için kullanılır. (Bildirici ve diğ.) Ekonominin içinde bulunduğu durumun doğrudan gözlenemediği, bunun yanında  $y_t$  olarak ifade edilen zaman serisi değişkenin gözlemlenebildiği modelde, ekonominin her bir periyodunda içinde bulunduğu durum, özellikleri rejimine bağlı olduğu varsayılan gözlem değerleri kullanılarak, olasılıksal olarak elde edilmektedir. (Bildirici ve diğ.:2010)

$1, 2, \dots, t$

$y_t$  = gözlemlenen zaman serisi değişkeni

$s_t$  = rejimi ifade eden durum değişkeni

K boyutlu zaman serisi değişkeni olan  $y_t, y_i$ , gözlemlenemeyen rejim değişkeni  $s_t \in \{1, \dots, M\}$

(Krolzig:2000):

$p(y_t | Y_{t-1}, X_t; \theta)$

$f(y_t | Y_{t-1}, X_t; \theta_1)$  eğer  $s_t = 1$

$f(y_t | Y_{t-1}, X_t; \theta_M)$  eğer  $s_t = M$

$X_t$  = egzojen değişken

$\theta = M$  rejimiyle bağlantılı parametre vektörü

Markov Rejim modellerinde rejim üreten süreç, geçiş olasılıkları ile tanımlanan sonlu sayıda durumdan oluşan ergodik bir Markov zinciridir.

$$p_{ij} = \Pr(st+1 = j | st = i); \sum_{j=1}^M P_{ij} = 1; \quad i, j = \{1, \dots, M\}$$

$s_t$ , indirgenemez bir geçiş matrisli M durumlu Markov süreci izler:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1M} \\ \dots & \dots & \dots \\ p_{M1} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix}$$

Markov rejim değişim modellerinde geçiş olasılıkları içsel değişkene bağlı olup, gözlemlenmiş zaman serisi vektörünün bir fonksiyonudur ve son rejime bağlıdır. t zamanındaki ulaşılabilir tüm bilgi ile daralma (depression) rejiminde olma ihtimali, (1) gözlemlenen  $y_t$  değerinin maximum likelihood yöntemine göre genişleme (expansion) rejimi yerine daralma rejiminde olma ihtimali ile (2) bir önceki dönemin ( $y_{t-1}$ ) bilgi seti ile tahmin edilen gelecek dönem daralma rejiminde olma ihtimaline bağlıdır. (Krolzig:2001)

Markov Rejim Değişim Modelleri, doğrusal olmayan zaman serileri arasında ilk olarak 1989 yılında Hamilton'ın çalışması ile yer almıştır. Doğrusal olmayan zaman serileri ile ilgili literatür, Hamilton'ın 1989 makalesinde iş döngüsü (business cycle)'ne uyguladığı bu modele çok yakın bir dönemde gelişme göstermiştir. Zaman serilerinin doğrusal olmayan modellerle test edildiği ilk çalışmalarda Tong (1983) gözlenen değer hesaplanmış bir eşik değerinin altında veya üstünde olması ile rejim değişimlerini açıklarken, piyasalarda hızlı değişen volatilité, zaman serilerinde gözlenen ani sıçramalar, frekans genişliğine olan bağımlılık, döngü limitleri gibi doğrusal yöntemlerle açıklanamayan özellikler, doğrusal olmayan yöntemlerin gelişmesine neden olmuştur (Brockwell:2011)

Markov değişim modelleri, rejimin koşullu ortalamaya ( $\mu_t$ ) göre değiştiği (MSM) ve sabite ( $c_{st}$ ) göre değiştiği (MSI) modeller olarak temel olarak ikiye ayrılır.  $y_t$ 'nin ortalamasının ve AR parametrelerinin rejim ile değiştiği modeller aşağıdaki gibi gösterilir:

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

Sabitin ve AR parametrelerinin rejimle birlikte değiştiği model aşağıdaki gibidir:

$$y_t - c_{st} = \phi y_{t-1} + u_t$$

Modellerde,  $\mu(s_t)$ , ortalamadaki bir değişim gözlemlenen zaman serisinde ani bir sıçrayışa neden olur iken;  $c(s_t)$ , sabitteki bir değişime olan cevap  $u_t$ , beyaz gürültü (white noise)'deki değişime olan cevap kadardır (Krolzig:1998). Otoregresyon derecesinin sıfıra eşit olması halinde MSI ve MSM modellerinin özellikleri birbirine eşit olmaktadır ( Bildirici ve diğ., ). Sabiti içeren MSI modellerinde geçiş daha yumuşak iken, ortalamayı içeren MSM modellerinde geçiş daha keskindir.

Markov Rejim Değişim Modelleri, finansal zaman serilerindeki kalın kuyruk, değişen varyans, çarpıklık ve zamanla değişen varyans gibi özellikleri yakalamakta başarılıdır (Ang and Timmermann:2011). Finansal zaman serilerinde genellikle rejimler arasındaki geçiş yumuşak olup, rejimleri birbirinden ayırmada varyans da önemli bir faktör haline gelmektedir. Örneğin pay piyasalarının ortalama bir büyüme sürecinde olduğu dönemler ile karşılaştırıldığında, geleceğe yönelik iyimser beklentilerin arttığı dönemlerde (boğa piyasası) fiyatlardaki değişimlerin hızlandığı, volatilitenin arttığı gözlenmektedir. Geleceğe yönelik kötümser beklentilerin arttığı dönemler (ayı piyasası) ise iyimser dönemlere göre volatilitede daha yüksek artışlar göze çarpmaktadır.

Markov rejim değişim otoregresif modellerine eklenen bir  $\Omega^{1/2}$  değişkeni ile oluşturulan modeller, zaman serilerinin içinde bulunduğu rejimleri belirlemede varyansı da dikkate almaktadır. Modele eklenen  $\Omega^{1/2}$  değişkeni, rejimleri birbirinden ayırırken geçmiş tüm gözlemler ve içinde buldukları rejimlerin bilgisini içeren bir varyans kovaryans matrisini ifade etmektedir. Rejimler arasındaki değişimin sabitten ve varyanstan kaynaklandığı bir MSIH-AR modeli aşağıdaki gibi ifade edilir (Hamilton:1989):

$$\text{MSIH Model: } y_t - c_{st} = \phi y_{t-1} + u_t + \Omega^{1/2}$$

$\mathcal{Y}_{t-1}$ , bütün geçmiş gözlem ve durumlardaki bilgiyi ifade etmek üzere  $\Omega^{1/2}$  matrisi aşağıdaki gibidir:

$$\Omega s_t = \text{Var}[y_t | \mathcal{Y}_{t-1}, s_t]$$

#### 4. Uygulama

Çalışmada, en yakın vadeli altın, gümüş, bakır, paladyum ve platin vadeli işlem sözleşmelerinin günlük kapanış fiyatları “investing.com” internet sitesinden elde edilmiştir. ABD vadeli işlemler piyasa fiyatlarının kullanıldığı çalışmada, günlük kapanış fiyatlarından elde edilen logaritmik fiyat değişimleri MS-AR modelleri ile analiz edilmiştir. Logaritmik fiyat değişimlerinin hesaplanması verilerinde analize tabi tutulduğu Oxmetrics programının içinde gerçekleştirilmiştir.

Sabit, ortalama, varyansa göre değişen, farklı rejim sayıları (2 ve 3) ve farklı otoregresif gecikme değerleri (0,1,...,7) seçilerek oluşturulan modeller elde edilmiştir. Bu modellerden doğrusal olmama özelliği gösteren modeller arasında en düşük Akaike (AIC), Hannan Quin (HQ) ve Schwarz (SIC) kriterlerine ve en yüksek log-likelihood ve LR linearity değerlerine sahip olan modeller belirlenmiştir. MS-AR modellerinde doğrusal olmama özelliği, Davies bilgi kriteri ile belirlenmektedir. Davies bilgi kriteri 0,05 değerinden küçük olan modeller doğrusal olmama özelliği gösterir.

##### 4.1. Altın

Altın vadeli işlem sözleşmesinin logaritmik fiyat değişimlerinin analiz sonuçlarında bilgi kriterleri, 2 rejimli ve 3 otoregresif gecikmeli MSIH(2)-AR(3) modelinin en uygun model olduğunu göstermiştir.

**Tablo 1:** Markov Rejim Değişim Otoregresif Modelleri Bilgi Kriterleri - Altın

| MODEL            | log-likelihood | AIC     | HQ      | SIC     | LR linearity test | Davies |
|------------------|----------------|---------|---------|---------|-------------------|--------|
| MSIH(2)<br>AR(3) | 4848,2727      | -6,2970 | -6,2854 | -6,2658 | 217,4519 (0,000)  | 0,000  |

Modelin katsayılarının yer aldığı Tablo 2’de rejim 1, daralma rejimidir. Bu rejimde katsayılar negatiftir. Getiriler düşük olmaktadır. Rejim 2 ise genişleme rejimidir. Genişleme rejiminde yüksek getiri sağlanır.

Modelde, altın değişkeninin otoregresif ilişkisi üçüncü döneme kadar sürmektedir. Altının bir dönem önceki (AR(1)) değeri ile arasında yüksek oranda negatif bir ilişki mevcuttur. Değişkenin iki dönem önceki değeri (AR(2)) ile arasında zayıf ve ters yönde, üç dönem önceki değeri (AR(3)) ile arasında pozitif yönde bir ilişki vardır. 2. ve 3. dereceden ilişkiler zayıftır.

**Tablo 2:** Modelin Katsayıları - Altın

| MSIH(2)-AR(3)  | Katsayılar |
|----------------|------------|
| Sabit (Rej. 1) | -0,0036    |
| Sabit (Rej. 2) | 0,0007     |
| ALTIN 1        | -0,0736*   |
| ALTIN 2        | -0,0125*   |
| ALTIN 3        | 0,0033*    |
| SE (Rej. 1)    | 0,0197     |
| SE (Rej. 2)    | 0,0078     |

%5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  reddedilmektedir.

Aşağıdaki tabloda modelin geçiş olasılıkları matrisi yer almaktadır. Modelde, rejim 1’de kalma olasılığı % 26,92, rejim 2’de kalma olasılığı ise % 83,94’tür. Diğer bir deyişle, piyasa getirilerin düşük olduğu rejim 1’deyse, takip eden gün % 73,08 rejim 2’de olacaktır. Rejim 1’den rejim 2’ye geçiş olasılığı % 73,08 iken, rejim 2’den rejim 1’e geçiş olasılığı % 16,06’dır.

**Tablo 3:** Geçiş Olasılıkları Matrisi - Altın

| Model         | Rejim   | Rejim 1 | Rejim 2 |
|---------------|---------|---------|---------|
| MSIH(2)-AR(3) | Rejim 1 | 0,2692  | 0,7308  |
|               | Rejim 2 | 0,1606  | 0,8394  |

Rejim olasılıklarının verildiği tabloya göre rejim 2’nin gözlem sayısı, olasılık değeri ve durasyonu rejim 1’den çok yüksektir. Altın, yaklaşık 1,3 gün daralma, 6 gün genişleme döneminde kalmaktadır. Piyasada getiriler yüksek ise, ortalama 6 gün bu durumun devam etmesi beklenir.

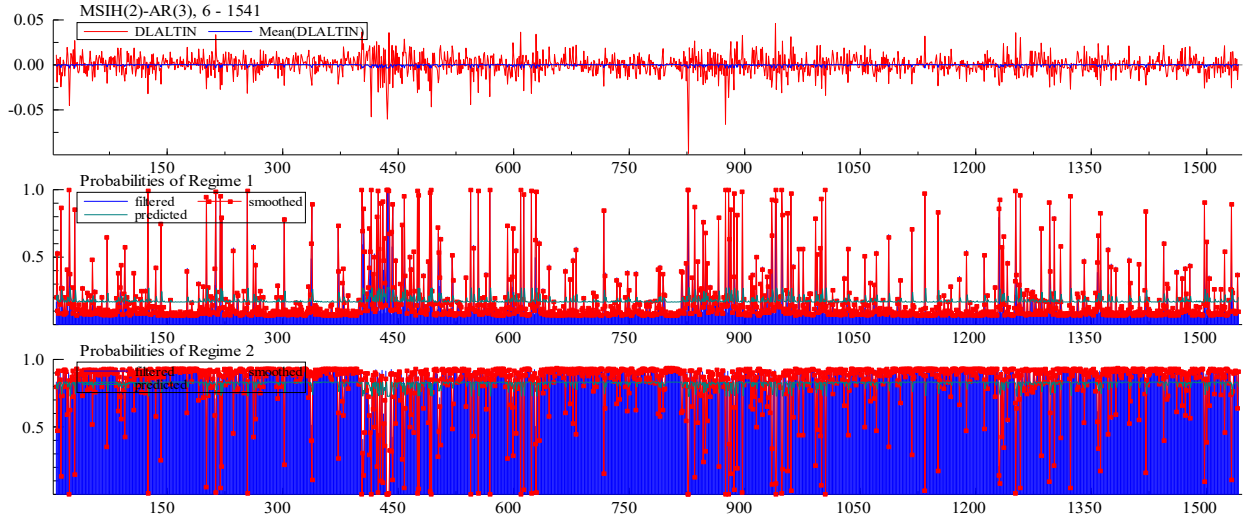
Yatırımcılara getirilerin yüksek olduğu bir dönemde 6 güne kadar altını ellerinde tutmaları tavsiye edilir.

**Tablo 4:** Rejim Olasılıkları - Altın

| Model         | Rejim   | Gözlem Sayısı | Olasılık | Durasyon |
|---------------|---------|---------------|----------|----------|
| MSIH(2)-AR(3) | Rejim 1 | 276           | 0,1801   | 1,37     |
|               | Rejim 2 | 1261          | 0,8199   | 6,23     |

Şekil 1’de, altına ait modelin rejim olasılıklarına görsel olarak yer verilmiştir. yatay eksendeki veriler, kaçınıcı gözlem olduğunu belirtmektedir.

**Şekil 1:** Rejim Olasılıkları – Altın



#### 4.2. Gümüş

Gümüş vadeli işlem sözleşmesinin logaritmik fiyat değişimlerinin analiz sonuçlarında bilgi kriterleri, 2 rejimli ve 2 otoregresif gecikmeli MSIH(2)-AR(2) modelinin en uygun model olduğunu göstermiştir.

**Tablo 5:** Markov Rejim Değişim Otoregresif Modelleri Bilgi Kriterleri - Gümüş

| MODEL         | log-likelihood | AIC     | HQ      | SIC     | LR linearity test | Davies |
|---------------|----------------|---------|---------|---------|-------------------|--------|
| MSIH(2)-AR(2) | 4017,0579      | -5,2201 | -5,2098 | -5,1923 | 371,0069 (0,000)  | 0,000  |

Tablo 6’da, modelin katsayıları yer almaktadır. Negatif katsayılı rejim 1, düşük getirili daralma rejimidir. Rejim 2 ise yüksek getirili genişleme rejimidir. Gümüş değişkeninin bir (AR(1))ve iki dönem (AR(2)) önceki değerleri ile arasında negatif bir ilişki mevcuttur.

**Tablo 6:** Modelin Katsayıları - Gümüş

| MSIH(2)-AR(2)  | Katsayılar |
|----------------|------------|
| Sabit (Rej. 1) | -0,0034    |
| Sabit (Rej. 2) | 0,0015     |
| GÜMÜŞ 1        | -0,0666*   |
| GÜMÜŞ 2        | -0,0214*   |
| SE (Rej. 1)    | 0,0318     |
| SE (Rej. 2)    | 0,0103     |

\*%5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  reddedilmektedir.

Modelin geçiş olasılıklarının yer aldığı Tablo 7’de, rejim 1’de kalma olasılığı % 48,39, rejim 2’de kalma olasılığı ise % 75,81 olarak sunulmuştur. Gümüş’ün rejim 1’de devam etme olasılığı düşüktür. Getiriler düşük olduğunda bir gün sonra %51,61 olasılıkla yüksek olması beklenir. Rejim 1’den rejim 2’ye geçiş olasılığı % 51,61 iken, rejim 2’den rejim 1’e geçiş olasılığı % 24,19’dur.

**Tablo 7:** Geçiş Olasılıkları Matrisi - Gümüş

| Model         | Rejim   | Rejim 1 | Rejim 2 |
|---------------|---------|---------|---------|
| MSIH(2)-AR(2) | Rejim 1 | 0,4839  | 0,5161  |
|               | Rejim 2 | 0,2419  | 0,7581  |

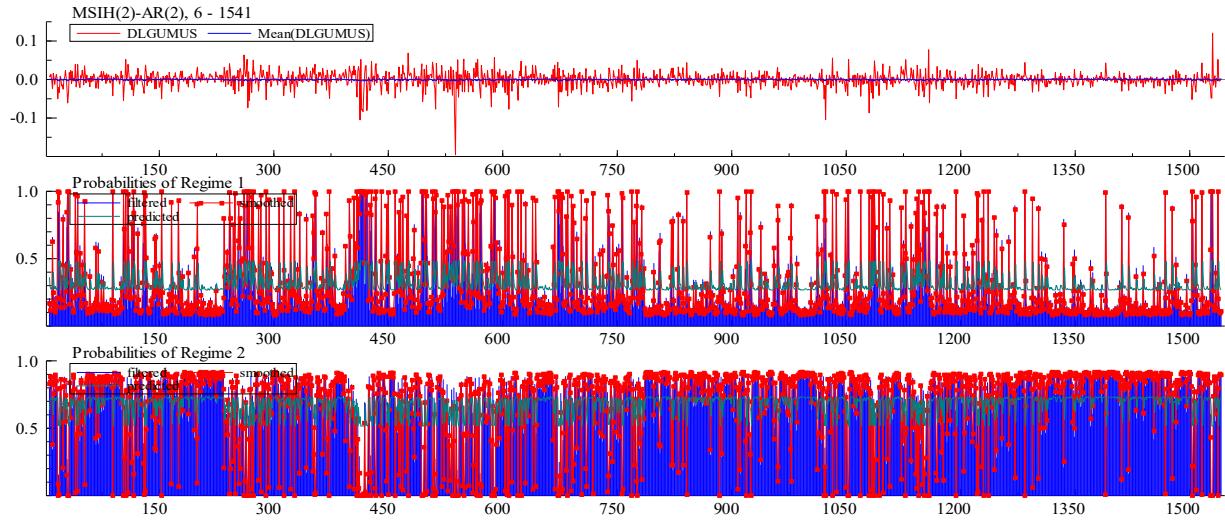
Aşağıdaki tabloda rejim olasılıklarına yer verilmiştir. Rejim 2'nin gözlem sayısı, olasılık ve durasyon değerleri rejim 1'in 2 katından fazladır. Gümüş, yaklaşık 2 gün daralma, 4 gün genişleme döneminde kalmaktadır. Getiriler pozitif ise yatırımcılara gümüşü 4. Güne kadar elde tutmaları tavsiye edilebilir.

**Tablo 8:** Rejim Olasılıkları - Gümüş

| Model         | Rejim   | Gözlem Sayısı | Olasılık | Durasyon |
|---------------|---------|---------------|----------|----------|
| MSIH(2)-AR(2) | Rejim 1 | 491           | 0,3191   | 1,94     |
|               | Rejim 2 | 1045          | 0,6809   | 4,13     |

Aşağıdaki şekilde, modelin rejim olasılıkları görsel olarak yer almaktadır. Tabloda yatay eksendeki veriler, kaçınıcı gözlem olduğunu belirtmektedir.

**Şekil 2:** Rejim Olasılıkları – Gümüş



#### 4.3. Bakır

Bakır vadeli işlem sözleşmesinin logaritmik fiyat değişimlerinin analiz sonuçlarında bilgi kriterleri, 2 rejimli ve 3 otoregresif gecikmeli MSIH(2)-AR(3) modelinin en uygun model olduğunu göstermiştir.

**Tablo 9:** Markov Rejim Değişim Otoregresif Modelleri Bilgi Kriterleri - Bakır

| MODEL         | log-likelihood | AIC     | HQ      | SIC     | LR linearity test | Davies |
|---------------|----------------|---------|---------|---------|-------------------|--------|
| MSIH(2)-AR(3) | 5437,1913      | -5,8305 | -5,8206 | -5,8038 | 234,2076 (0,000)  | 0,000  |

Aşağıdaki tabloda rejim 1, daralma rejimine, rejim 2 ise genişleme rejimine işaret etmektedir. Bakır değişkeninin bir dönem önceki değeri ile arasında yüksek oranda negatif bir ilişki mevcuttur. Değişkenin iki ve üç dönem önceki değerleri ile arasında pozitif ilişkiler bulunmaktadır.

**Tablo 10:** Modelin Katsayıları - Bakır

| MSIH(2)-AR(3)  | Katsayılar |
|----------------|------------|
| Sabit (Rej. 1) | -0,0012    |
| Sabit (Rej. 2) | 0,0000     |
| BAKIR 1        | -0,0963*   |
| BAKIR 2        | 0,0117*    |
| BAKIR 3        | 0,0052*    |
| SE (Rej. 1)    | 0,0209     |
| SE (Rej. 2)    | 0,0104     |

%5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  reddedilmektedir.

Modelin geçiş olasılıkları incelendiğinde, rejim 1’de kalma olasılığı % 92,94, rejim 2’de kalma olasılığı ise % 95,57’dir. Rejim 1’den rejim 2’ye geçiş olasılığı % 7,06 iken, rejim 2’den rejim 1’e geçiş olasılığı % 2,43’tür. Bakır, daralma veya genişleme rejiminde ise bu rejimin bir gün sonrasında da % 90’ın üzerinde devam etmesi beklenir.

**Tablo 11:** Geçiş Olasılıkları Matrisi - Bakır

| Model         | Rejim   | Rejim 1 | Rejim 2 |
|---------------|---------|---------|---------|
| MSIH(2)-AR(3) | Rejim 1 | 0,9294  | 0,0706  |
|               | Rejim 2 | 0,0243  | 0,9757  |

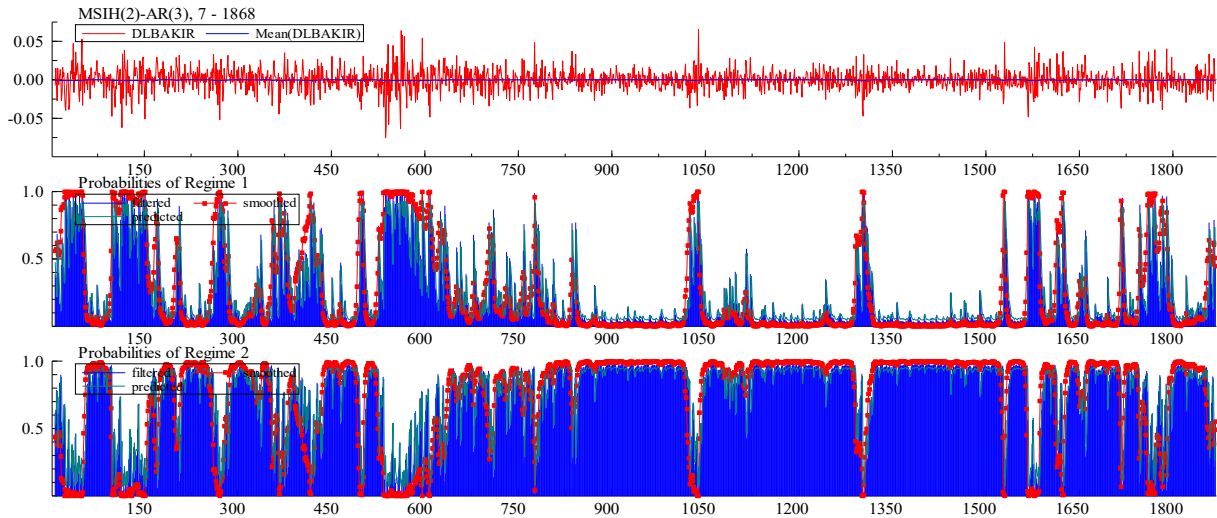
Aşağıdaki tabloda rejim olasılıklarına yer verilmiştir. Rejim 2’nin gözlem sayısı, olasılık ve durasyon değerlerinin her biri rejim 1’in değerlerinin yaklaşık 3 katıdır. Bakır, yaklaşık 14 gün daralma, 41 gün genişleme döneminde kalmaktadır. Önceki analizlerde görüldüğü üzere altın ve gümüşe göre bakırın durasyon süreleri oldukça uzundur. Piyasada getiriler düşük ise bu durumun ortalama 14, yüksek ise 41 gün devam etmesi beklenir. Piyasanın olumlu seyrettiği dönemler uzundur, yatırımcılar bakır sözleşmelerini diğer sözleşmelere göre daha uzun süreler ellerinde tutabilir.

**Tablo 12:** Rejim Olasılıkları - Bakır

| Model         | Rejim   | Gözlem Sayısı | Olasılık | Durasyon |
|---------------|---------|---------------|----------|----------|
| MSIH(2)-AR(3) | Rejim 1 | 477           | 0,2559   | 14,16    |
|               | Rejim 2 | 1385          | 0,7441   | 41,18    |

Şekil 3’te, modelin rejim olasılıkları görsel olarak yer almaktadır. Tabloda yatay eksendeki veriler, kaçınıcı gözlem olduğunu belirtmektedir.

**Şekil 3:** Rejim Olasılıkları – Bakır



#### 4.4. Paladyum

Paladyum vadeli işlem sözleşmesinin logaritmik fiyat değişimlerinin analiz sonuçlarında bilgi kriterleri, 2 rejimli ve 5 otoregresif gecikmeli MSIH(2)-AR(5) modelinin en uygun model olduğunu göstermiştir.

**Tablo 13:** Markov Rejim Değişim Otoregresif Modelleri Bilgi Kriterleri - Paladyum

| MODEL         | log-likelihood | AIC     | HQ      | SIC     | LR linearity test | Davies |
|---------------|----------------|---------|---------|---------|-------------------|--------|
| MSIH(2)-AR(5) | 4136,1895      | -5,3160 | -5,3019 | -5,2781 | 183,7312 (0,000)  | 0,000  |



1. Rejimin daralma, 2. Rejimin genişleme rejimi olduğu modelde, Paladyumun ilk gecikmeli değeri ile arasındaki ilişki pozitif yöndedir. Değişkenin iki, üç, dört ve beş dönem önceki değerleri ile arasında negatif yönde ilişkiler mevcuttur.

**Tablo 14:** Modelin Katsayıları - Paladyum

| MSIH(2)-AR(5)  | Katsayılar |
|----------------|------------|
| Sabit (Rej. 1) | -0,0023    |
| Sabit (Rej. 2) | 0,0018     |
| PALADYUM 1     | 0,0400*    |
| PALADYUM 2     | -0,0217*   |
| PALADYUM 3     | -0,0822*   |
| PALADYUM 4     | -0,0093*   |
| PALADYUM 5     | -0,0415*   |
| SE (Rej. 1)    | 0,0242     |
| SE (Rej. 2)    | 0,0121     |

\*%5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  reddedilmektedir.

Tablo 15'te modelin geçiş olasılıkları matrisi yer almaktadır. Modelde, rejim 1'de kalma olasılığı % 92,16, rejim 2'de kalma olasılığı ise % 95,13'tür. Rejim 1'den rejim 2'ye geçiş olasılığı % 7,84 iken, rejim 2'den rejim 1'e geçiş olasılığı % 4,87'dir.

**Tablo 15:** Geçiş Olasılıkları Matrisi - Paladyum

| Model         | Rejim   | Rejim 1 | Rejim 2 |
|---------------|---------|---------|---------|
| MSIH(2)-AR(5) | Rejim 1 | 0,9216  | 0,0784  |
|               | Rejim 2 | 0,0487  | 0,9513  |

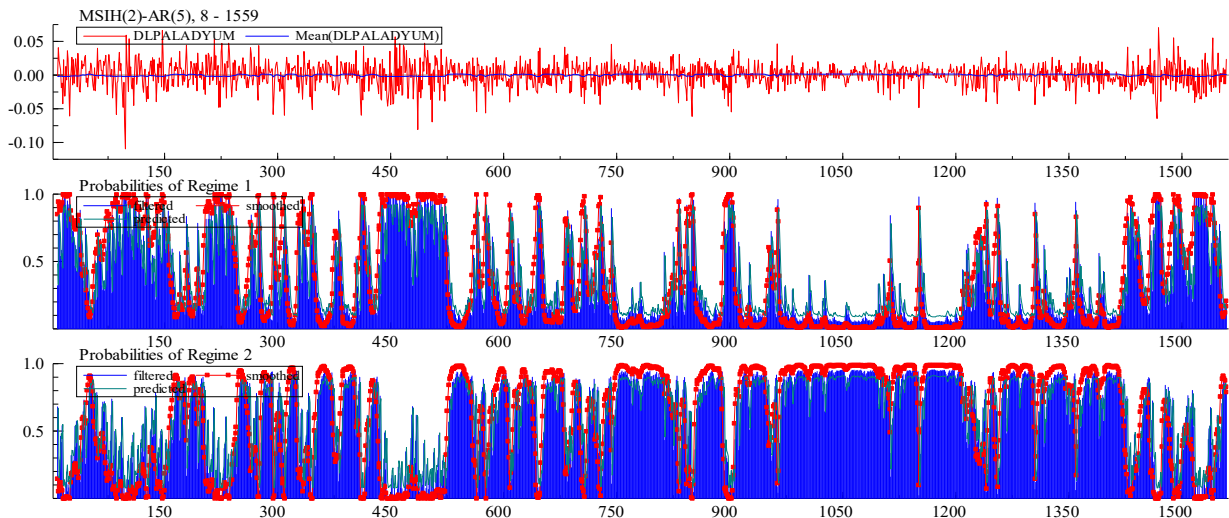
Rejim olasılıklarının verildiği ilgili tabloya göre paladyumun rejim 2 de kalma olasılığı (0,6169) yüksektir. Paladyum, yaklaşık 13 gün rejim 1'de, 20,5 gün rejim 2 döneminde kalmaktadır. Aynı rejimde kalma olasılıklarının yüksekliği ve durasyonların uzunluğu ile paladyum piyasası bakır piyasasına benzerlik göstermektedir.

**Tablo 16:** Rejim Olasılıkları - Paladyum

| Model         | Rejim   | Gözlem Sayısı | Olasılık | Durasyon |
|---------------|---------|---------------|----------|----------|
| MSIH(2)-AR(5) | Rejim 1 | 599           | 0,3831   | 12,76    |
|               | Rejim 2 | 953           | 0,6169   | 20,55    |

Şekil 4'te, paladyuma ait modelin rejim olasılıkları görsel olarak yer almaktadır. Tabloda yatay eksendeki veriler, kaçınıcı gözlem olduğunu belirtmektedir.

**Şekil 4:** Rejim Olasılıkları - Paladyum



#### 4.5. Platin

Platin vadeli işlem sözleşmesinin logaritmik fiyat değişimlerinin analiz sonuçlarında bilgi kriterleri, 2 rejimli ve 5 otoregresif gecikmeli MSIH(2)-AR(5) modelinin en uygun model olduğunu göstermiştir.

**Tablo 17:** Markov Rejim Değişim Otoregresif Modelleri Bilgi Kriterleri - Platin

| MODEL         | log-likelihood | AIC     | HQ      | SIC     | LR linearity test | Davies |
|---------------|----------------|---------|---------|---------|-------------------|--------|
| MSIH(2)-AR(5) | 5894,0514      | -6,3361 | -6,3240 | -6,3033 | 212,9170 (0,000)  | 0,000  |

Platin değişkenine ait modelde de diğer modellerdeki gibi katsayının negatif olduğu 1. Rejim, daralma rejimidir. 2. Rejim ise genişleme rejimidir. Platin değişkeninin bir dönem, iki dönem ve beş dönem önceki değerleri ile arasında pozitif ilişkiler mevcuttur. Değişkenin üç ve dört dönem önceki değerleri ile arasında negatif, ilişkiler vardır.

**Tablo 18:** Modelin Katsayıları - Platin

| MSIH(2)-AR(5)  | Katsayılar |
|----------------|------------|
| Sabit (Rej, 1) | -0,0017    |
| Sabit (Rej, 2) | 0,0003     |
| PLATİN 1*      | 0,0332     |
| PLATİN 2*      | 0,0354     |
| PLATİN 3*      | -0,0259    |
| PLATİN 4*      | -0,0185    |
| PLATİN 5*      | 0,0332     |
| SE (Rej, 1)    | 0,0164     |
| SE (Rej, 2)    | 0,0071     |

\*%5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  reddedilmektedir.

Tablo 19’da modelin geçiş olasılıkları matrisi yer almaktadır. Modelde, rejim 1’de kalma olasılığı % 56,47, rejim 2’de kalma olasılığı ise % 82,07’dir. Rejim 1’den rejim 2’ye geçiş olasılığı % 43,53 iken, rejim 2’den rejim 1’e geçiş olasılığı % 17,93’tür.

**Tablo 19:** Geçiş Olasılıkları Matrisi - Platin

| Model         | Rejim   | Rejim 1 | Rejim 2 |
|---------------|---------|---------|---------|
| MSIH(2)-AR(5) | Rejim 1 | 0,5647  | 0,4353  |
|               | Rejim 2 | 0,1793  | 0,8207  |

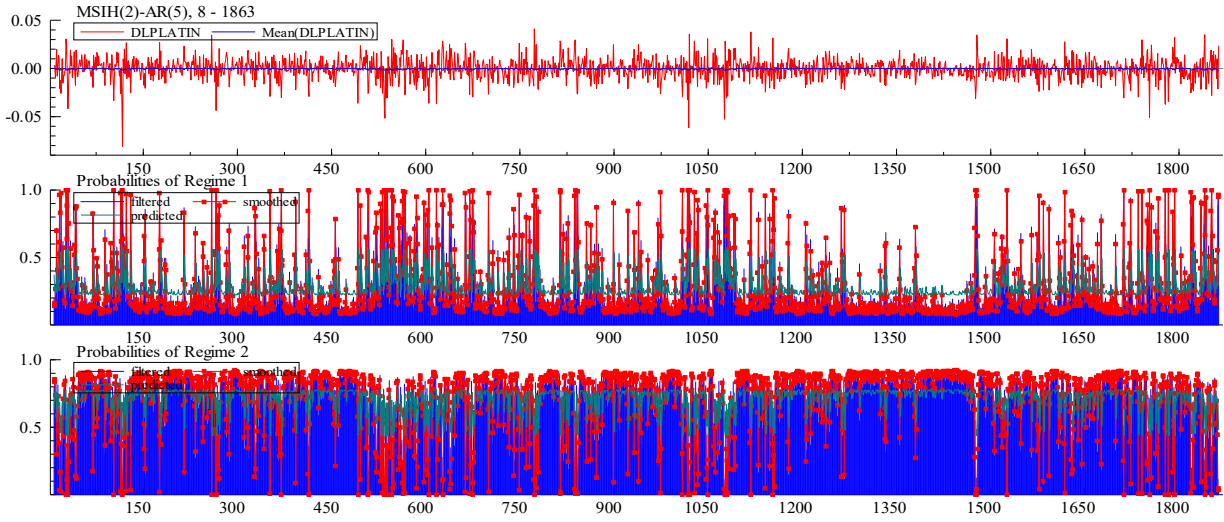
Tablo 20’de gösterilen rejim olasılıklarına göre, rejim 2’nin gözlem sayısı, olasılık ve durasyon değerleri rejim 1’in değerlerinden yüksektir. Platin, yaklaşık 2 gün daralma, 5,5 gün genişleme döneminde kalmaktadır.

**Tablo 20:** Rejim Olasılıkları - Platin

| Model         | Rejim   | Gözlem Sayısı | Olasılık | Durasyon |
|---------------|---------|---------------|----------|----------|
| MSIH(2)-AR(5) | Rejim 1 | 540           | 0,2917   | 2,30     |
|               | Rejim 2 | 1317          | 0,7083   | 5,58     |

Şekil 5’te, modelin rejim olasılıkları görsel olarak yer almaktadır. Tabloda yatay eksendeki veriler, kaçınıcı gözlem olduğunu belirtmektedir.

Şekil 5: Rejim Olasılıkları – Platin



## 5. Sonuç

Uluslararası piyasa yatırımcıları tarafından, portföylerindeki riski azaltmak için giderek daha çok yer verdikleri kıymetli metal vadeli işlem piyasalarını Markov Rejim Değişim Modelleri ile analiz eden bu çalışma, piyasayı içinde bulunduğu rejimler açısından ele alarak yatırımcılara da aldıkları kararlarda yön vermeyi amaçlamaktadır.

Çalışmada, tüm seriler için yumuşak geçişli, rejimin sabite göre belirlendiği MSI (Markov Rejim Switching Intercept) anlamlı modeller elde edilirken ortalamaya dayanan (MSA) anlamlı modeller elde edilememiştir. Bunun yanında, varyansı da dikkate alan MSIH modellerinin daha başarılı sonuçlar verdiği görülmüştür.

Örneklemin tamamı için uygulanan modellerde, iki ve üç rejimli modeller elde edilebilmiştir. Üç rejimli modellerde gözlemlerin düzgün dağılmadığı saptanmış olup, vadeli metal sözleşmesine ait zaman serilerinin daralma ve genişleme olarak iki rejim arasında hareket ettiği saptanmıştır. Bakır ve paladyum piyasalarında rejimde kalma olasılıkları ve durasyonların uzun olması, yatırımcılara bu piyasada karar almada benzer bilgiler vermektedir. Altın ve gümüş piyasalarında ise durasyon kısadır. Pay piyasalarına göre daha güvenli olmakla beraber bakır, paladyum ve platin, diğer kıymetli metallere göre rejimler arasında daha hızlı geçişler yapabilmektedir.

Metal vadeli işlem piyasasının getirilerinin Markov Rejim Değişim Otoresif modelleri ile incelendiği bu çalışmanın akademik literatüre yaptığı katkının yanında, ilgili piyasalara yönelik bilgilerin yatırımcılara karar almada yön vermesi beklenmektedir.

## Kaynaklar

- Akgül, I., M. Bildirici, S. Özdemir (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.
- Arouri, M., S. Hammoudeh, A. Lahiani, D. K. Nguyen (2013). *On the short- and long-run efficiency of energy and precious metal markets*. *Energy Economics*, 40, 832–844
- Arouri, M., Nguyen, D. K. Nguyen (2010). *Oil prices, stock markets and portfolio investment: evidence from sector analysis in Europe over the last decade*. *Energy Policy*, 38, 4528–4539.
- Anderson, R. (1981). *Comments on “Margins and Futures Contracts”*. *The Journal of Futures Market*, 1(2), 259-264.
- Ang, A., A. G. Timmermann (2011). *Regime Changes and Financial Markets*. *Netspar Discussion Papers*, DP 06/2011-068.
- Bodie, Z., V. Rosansky (1980). *Risk and Return in Commodity Futures*. *Financial Analysts Journal*, May, 27-39.

- Bildirici, M., E. E Alp, Ö. Ö. Ersin, Ü. Bozoklu (2010). *İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri*. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Bildirici, M., Ö. Ersin (2016): *Markov Switching Artificial Neural Networks for Modelling and Forecasting Volatility: An Application to Gold Market*. *Procedia Economics and Finance*, 38:106-121.
- Breeden, D. T., R. H. Litzenberger (1978). *Prices of State-contingent Claims Implicit in Option Prices*. *Journal of Business*, 51.
- Breeden, D. T. (1979). *An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities*. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.
- Breeden, D. T. (1980). *Consumption Risk in Futures Markets*. *The Journal of Finance*, 35(2), 503-520.
- Brockwell, P. (2011). *Discussion of Threshold models in time series analysis-30 years on*. *Statistics and Its Interface*, 4, 129-130.
- Charlot, P., V. Marimoutou (2014). *On the relationship between the prices of oil and the precious metals: Revisiting with a multivariate regime-switching decision tree*. *Energy Economics*, 44, 456-467.
- Cheng, H., L. Shao, Y. Guo (2013). *State Transition Behaviors of SHFE Copper Prices Based on Markovswitching Model*. *Journal of Convergence Information Technology(JCIT)*, 8(6).
- Carlton, D. W. *Futures Market (1984): Their Purpose, Their History, Their Growth, Their Successes and Failures*. *The Journal of Futures Market*, 4(3), 237-271.
- Conover, C. M., G.R. Jensen, R. R. Johnson, J.M. Mercer, (2010). *Is now the time to add commodities to your portfolio?* *Journal of Invest*, 19, 10–19.
- Daskalaki, C., G. S. Skiadopoulos, (2011). *Should investors include commodities in their portfolios after all? New evidence*. *Journal of Banking and Finance*, 35, 2606–2626.
- Dusak, K. (1973). *Futures Trading and Investor Returns: An Investigation of Commodity Market Risk Premiums*. *Journal of Political Economy*, 81(6), 1387-1406.
- Grauer, F. L. A. (1977). *A Test of the Hypothesis that Backwardation is a Function of the Real Social Risk of Commodity Futures Contracts*, Stanford University Graduate School of Business dissertation.
- Grauer, F. L. A., R. H. Litzenberger (1979). *The Pricing of Commodity Futures Contracts, Nominal Bonds and Other Risky Assets under Commodity Price Uncertainty*. *The Journal of Finance*, 34(1), 69-83.
- Hamilton, J. D. (1989). *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hammoudeh, S., P. Araújo-Santos, A. Al-Hassan, (2013). *Downside risk management and VaR-based optimal portfolios for precious metals, oil and stocks*. *The North American Journal of Economics and Finance*, 25, 318–334.
- Krolzig, H. M. (1998). *Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX*. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford.
- Krolzig, H. M. (2000). *Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes*, Oxford University. Working Paper 2000W31.
- Krolzig, H. M. (2001). *Markov-Switching Procedures for Dating the Euro-Zone Business Cycle*, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 70(3), 339-351.
- Rockwell, C. S. (1967). *Normal Backwardation, Forecasting and the Returns to Commodity Futures Traders*, *Food Research Institute Studies*, 7, 107-130.
- Seuk Wai, P., M. T. Ismail, S. K. Sek (2013). *A Study of Intercept Adjusted Markov Switching Vector Autoregressive Model in Economic Time Series Data*. *Information Management and Business Review*, 5(8), 379-384.
- Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis*. Lecture Notes in Statistics. New York: Springer-Verlag.
- Working, H. (1949). *The Theory of Price of Storage*. *The American Economic Review*, 39(6), 1254-1262.