



## The factors that influence gold prices of Turkey

## Türkiye’de altın fiyatlarını belirleyen faktörler<sup>1</sup>

Şükrü Cicioğlu<sup>2</sup>  
Büşra Eraslan<sup>3</sup>  
Pınar Torun<sup>4</sup>

### Abstract

**Aim:** The purpose of this paper is to analyze the factors affecting gold prices in Turkey.

**Method:** Covering the period from 03.2003 to 05. 2016 the study. Factors affecting gold prices of Turkey are analyzed by FMOLS, DOLS and CCR cointegration tests. Gold prices are dependent variable in the model. CPI, BIST 100, real effective exchange rate, silver prices and petroleum prices are independent variables in the model. In addition to, simple regression model was established due to variables not included in these models.

**Results:** According to the results obtained, silver prices and the Dow Jones Index have a positive effect on gold prices while the changes of BIST 100 Index have a negative effect on gold prices. 1 percent increase in the BIST 100 Index decreases the gold prices by 0.23 percent . Moreover, 1percent increase in the Dow Jones Index rises the gold prices by 0.13 percent . In addition, 1 percent increase in the silver prices increases the gold prices by 0.63 percent . However, Inflation, Exchange rates and petroleum prices haven't effect on the gold prices.

**Conclusion:** The results obtained indicate that Investors demand gold for speculation.

### Özet

**Amaç:** Bu çalışmanın amacı Türkiye’de altın fiyatlarını belirleyen faktörlerin analiz edilmesidir

**Gereç ve Yöntem:** 2003:03 - 2016:05 dönemini kapsayan bu çalışmada altın fiyatlarını belirleyen faktörler FMOLS, DOLS ve CCR eş bütünleşme testleri kullanılarak analiz edilmiş, bu modellere dahil edilmeyen değişkenler nedeniyle ilave olarak basit regresyon modeli kurulmuştur. Modelin bağımlı değişkeni altın fiyatlarıdır. Dow Jones Endeksi, enflasyon, BİST 100 endeksi, Reel efektif döviz kuru, gümüş ve petrol fiyatları modelde yer alan bağımsız değişkenlerdir.

**Bulgular:** FMOLS, DOLS ve CCR tahminlerine göre İstanbul Borsası’ndaki değişimler altın fiyatlarını negatif etkilerken, gümüş fiyatları ve Amerikan borsasındaki değişimler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. İstanbul Borsası’ndaki % 1’lik artış, altın fiyatlarını % 0.23 düşürmektedir. Amerikan Borsası’ndaki % 1’lik artış altın fiyatlarını % 0.13 artırmaktadır. Gümüş fiyatlarındaki % 1’lik artış altın fiyatlarını % 0.63 artırmaktadır. Basit regresyon modeli tahminlerine göre İstanbul Borsası, Amerikan Borsası ve gümüş fiyatlarındaki değişimler altın fiyatlarını etkilerken, diğer değişkenler altın fiyatlarını etkilemez.

<sup>1</sup> Bu makale Altın Fiyatlarını Belirleyen Talep Yönlü Faktörlerin Analizi : Türkiye İçin Bir Uygulama başlıklı yüksek lisans tezinden yararlanılarak oluşturulmuştur.

<sup>2</sup> Asst. Prof. Sakarya University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics, [cicioglu@sakarya.edu.tr](mailto:cicioglu@sakarya.edu.tr)

<sup>3</sup>MSc., Sakarya University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics, [busra\\_eraslan@hotmail.com](mailto:busra_eraslan@hotmail.com)

<sup>4</sup>MSc. Research Assist., Sakarya University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics(35. Madde), [ptorun@sakarya.edu.tr](mailto:ptorun@sakarya.edu.tr)

**Keywords:** Gold prices; gold demand; cointegration test.

**Sonuç:** Elde edilen sonuçlar Türkiye’de daha çok spekülasyon nedeniyle altın talebinde bulunulduğunu göstermektedir.

[\(Extended English summary is at the end of this document\)](#)

**Anahtar Kelimeler:** Altın fiyatları; altın talebi; eş bütünlüşme testleri.

## 1. Giriş

Altın fiyatları son dönemlerde hem dünya genelinde hem de ülke çapında önemli dalgalanmalar göstermektedir. 1990’lı yıllarda finansal yatırım araçlarında yaşanan çeşitlilik, bir yatırım aracı olarak altına rağbeti azaltmış olsa da, 2000’li yıllarda finansal piyasalarda yaşanan belirsizlikler nedeniyle altın tekrar güvenilir bir liman olarak görülmeye başlanmıştır. Altın arz ve talebinde meydana gelen değişimler, altın fiyatlarında da önemli değişimler yaşanmasına neden olmaktadır. 2000’li yıllarda altın fiyatlarında meydana gelen yükseliş 11 Eylül saldırıları, 2003 yılında ABD tarafından Irak’a girilmesi ve Ortadoğu ülkelerinde yaşanan siyasi ve ekonomik belirsizliklerden kaynaklanmaktadır (Topçu, 2010: 10).

Lili ve Chengmei (2013) altın fiyatlarını belirleyen faktörleri altın rezervi ve enerji fiyatları, finansal piyasa göstergeleri ve global makroekonomik göstergeler şeklinde üç sınıfa ayırırken, Baber vd. (2010) ise altın fiyatlarını belirleyen faktörleri; altın talebindeki düşme, enflasyon ve faiz oranları, kur dalgalanmaları, jeopolitik konular, finansal piyasaların zayıflığı, Merkez Bankası’nın talebi şeklinde sıralamaktadır.

Toplam altın arzı her yıl çok fazla değişmez. İlave olarak arz ve talep aynı yönde değişir. Bu yüzden orta dönemde altın arzının altın fiyatları üzerinde etkili olduğuna buna karşılık kısa dönemde altın arzının altın fiyatları üzerindeki etkisinin çok küçük olduğuna inanılmaktadır. Kısa dönemde altın fiyatında meydana gelen dalgalanmaların temel nedeni altın arzı değildir. Uzun dönemde altın fiyatındaki artışlar altın üretimini artırırken, kısa dönemde altın fiyatındaki değişimler altın arzını çok daha etkilemez. İlave olarak bireysel altın talebi ile endüstriyel altın talebinin fiyat değişimlere karşı farklı duyarlılığa sahiptir. Altın fiyatları ile bireysel altın talebi arasında ters yönlü bir ilişki varken, endüstriyel talep ile altın fiyatı arasında pozitif bir ilişki vardır (Cheung, 2017).

Portföyde yer alan diğer menkul kıymetlerin değer kaybetmesinden kaynaklanabilecek gelir kayıplarına karşı riskten kaçınmak istenmesi altın talebini artırmakta, ve dolayısıyla altın talebinin metal sektöründen ziyade, ekonomik ve finansal değerlere bağlı olarak belirlenmesine neden olmaktadır ((Evcı ve Kandır, 2015: 53-54).

Ham petrol fiyatları ile altın fiyatları arasında pozitif korelasyon bulunmaktadır. Altın ve ham petrol fiyatları arasındaki korelasyon ilişkisi 1933’te başlamıştır. Orta doğu ülkeleri sattıkları ham petrol karşılığında altın talep etmişlerdir (Nirmala ve Deepthy, 2015: 156). OPEC ülkeleri sattıkları petrolü ABD doları ile satmaktadır. 1944-1971 döneminde uygulanan Bretton Woods sisteminde bu sistemde her ülke parasını belli bir değişim oranında altın ya da dolara bağlamış, sadece  $\pm$  %1 bandında ulusal para biriminde dalgalanmaya izin verilmekteydi. 1 ons altın 35 dolara sabitlenmişti ve petrolün varil fiyatı 3 dolar civarındaydı ve görece olarak istikrarlı idi. 1971’den sonra konvertibilite iptal edildiğinde petrol ve altın fiyatlarındaki istikrar bozulmuş ancak altın ve petrol fiyatlarının aynı yönde değişme eğiliminde olduğu gözlenmiştir (Simakova, 2011: 651). Petrol fiyatları birkaç kanal yoluyla altın fiyatlarını etkilemektedir. Birincisi yükselen petrol fiyatlarının büyümeyi olumsuz etkileyerek, hisse senedi fiyatlarını düşürmesi ve yatırımcıların alternatif yatırım aracı olarak altına yönelmesidir (Le and Chang, 2011: 4). Yatırımcıların altın talebindeki artış altın fiyatlarını da yükselmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla altın fiyatları ile petrol fiyatları arasında pozitif korelasyon oluşmaktadır.

Petrol fiyatları ile altın fiyatları arasında pozitif korelasyona yol açan ikinci kanal Melvin ve Sultan (1990) tarafından ileri sunulan ihracat geliri kanalıdır. Petrol ihraç eden ülkeler de dahil olmak üzere pek çok ülkede altın uluslar arası rezerv portföyünün vazgeçilmez bir parçasıdır. Melvin ve

Sultan (1990) bazı şokların resmi altın alımlarını yükselteceğini ve bu durumunda gelecekte beklenen altın fiyatının yükselteceğini vurgulamaktadır (Narayan vd., 2010: 5). Özellikle petrol ihraç eden ülkelerin varlık portföylerinin önemli bir kısmını altın olarak tuttuklarında, petrol fiyatlarında meydana gelecek artışlar, ülkelerin petrol gelirlerini ve portföylerinde tutacaklarını altın miktarını artıracaktır. Bu durumda altın talebinde meydana gelen artış, altın fiyatlarında da yükselmeye neden olacaktır (Le and Chang, 2011: 5).

Petrol fiyatları ile altın fiyatları arasında pozitif korelasyona neden olan üçüncü kanal enflasyon kanalıdır. Bireyler enflasyonla oluşan değer kayıplarından kendilerini korumak için altın satın alımlarını artırmakta, altın talebindeki artış altın fiyatlarının da yükselmesine neden olmaktadır. Bu nedenle enflasyon ile altın fiyatları arasında pozitif korelasyon vardır. Varlık getirilerinin enflasyon arasındaki ilişki Fisher (1930) tarafından geliştirilmiştir. Fisher (1930) nominal faiz oranının nominal faiz oranı ile enflasyon oranının toplamına eşit olduğunu vurgulamıştır. Beklenen enflasyon yükseldiğinde bütün finansal varlıkların getirileri de artmaktadır. (Fama ve Schwert, 1977: 115).

Türkiye’de altın fiyatlarını belirleyen faktörlerle ilgili çalışma sayısı azdır. Elmas ve Polat (2013) Ocak 1988- Mart 2013 dönemini kapsayan çalışmada petrol fiyatı, gümüş fiyatı ve enflasyon oranlarının altın fiyatlarını pozitif, Dow Jones endeksinin altın fiyatlarını negatif etkilediği bulgusuna ulaşmıştır.

Poyraz ve Didin (2008) Türkiye’de altın fiyatlarını belirleyen faktörleri çoklu faktör modeli ile analiz etmiştir. Elde edilen bulgulara göre döviz kurları, petrol fiyatları ve döviz rezervleri altın fiyatları üzerinde etkilidir.

Topcu (2010) 1995:01-2009:09 dönemini kapsayan çalışmada altın fiyatlarını etkileyen faktörleri analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre Dow Jones Sanayi Endeksi ile altın fiyatları arasında negatif, global para arzı ile altın fiyatı arasında pozitif bir ilişki vardır. Krizler altın fiyatlarını yükseltmektedir. Bununla birlikte petrol fiyatları, enflasyon ve reel faiz oranları ile altın fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki yoktur.

Aksoy ve Topcu (2013) 2003:01-2011:12 dönemini kapsayan çalışmada altın fiyatlarını belirleyen faktörleri analiz etmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre altın fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında negatif, altın fiyatları ile enflasyon arasında kısa dönemde pozitif bir ilişki vardır.

Bali ve Cinel (2011) 1995:08-2011:03 dönemini kapsayan çalışmada altın fiyatlarını belirleyen faktörleri analiz etmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre altın fiyatları ile borsa getirileri arasında pozitif, altın ithalatı ile borsa getirileri arasında negatif bir ilişki vardır.

Makro ekonomik değişkenlerde meydana gelen değişimler aktarım mekanizmaları kanalıyla altın fiyatları üzerinde belirleyici bir rol oynamaktadır. Bu bağlama bu çalışmada da altın fiyatlarını belirleyen faktörler analiz edilmiştir.

### 3. Yöntem ve Veri Seti

2003:03 - 2016:05 dönemini kapsayan bu çalışmada Türkiye’de altın fiyatlarını belirleyen faktörler FMOLS, DOLS VE CCR eşbütünleşme testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada, altın fiyatlarının Dow Jones Endeksi, enflasyon, BİST 100 endeksi, reel efektif döviz kuru, gümüş ve petrol fiyatlarından ne derecede etkilendiği ve nasıl tepkiler verdiği incelenmiştir.

**Tablo 1:** Modelde yer alan değişkenler

Bağımlı Değişkenler	Sembolik gösterim	Bağımsız Değişkenler	Sembolik gösterim
Altın fiyatları	LNALT	Dow Jones Endeksi	LNDOW
		BİST100 Endeksi	LNBIŞT
		TÜFE	LNENF
		Gümüş fiyatları	LNGUM
		Petrol fiyatları	LNPET
		Reel efektif döviz kuru	LNRER

Modelin bağımlı değişkeni altın fiyatlarıdır. Dow Jones sanayi Endeksi, BIST 100 endeksi, TÜFE, gümüş ve petrol fiyatları ile reel efektif döviz kuru modlde yer alan bağımsız değişkenlerdir. Altın fiyatları LNAT singesi ile, BIST 100 endeksi LNBIST ile, TÜFE değeri LNENF ile, gümüş fiyatları LNGUM ile, petrol fiyatları LNPET ile, reel efektif döviz kuru LNRER ile gösterilmiştir. Altın fiyatları(LNALT) [World Gold Concil](#) sitesinden, BIST100 (LNBIST) [investing](#) sitesinde, Dow Jones Sanayi Endeksi (LNDOW) [finance.yahoo](#) sitesinden, Gümüş fiyatları (LNGUM) ve Petrol fiyatları (LNPET) [indexmundi](#) sitesinden, Enflasyon (LNENF) TÜİK resmi sitesinden, Reel efektif döviz kuru (LNRER) TÜİK resmi sitesinden alınmıştır.

### 3. 1. Verilerin Analizi

Zaman serileri analizlerinde durağanlık önemlidir ve iktisadi zaman serileri trend, konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel etkiler ve arzı faktörler gibi birbirini etkileyen birtakım faktörler nedeniyle durağan değildir (Nelson ve Plosser, 1982). Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan seriler ile yapılan analizlerde sahte regresyon problem ile karşılaşılabilirliğini vurgulamıştır. Bu nedenle zaman serisi analizlerinde öncelikle birim kök testleri kullanılarak serilerin durağan olup olmadığı analiz edilmelidir. Serilerin durağanlığı ADF (1979), Phillips-Perron (1988) ve KPSS (1992) testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Birim kök testi tahmin sonuçları aşağıda verilmiştir.

**Tablo 2:** Birim Kök Testi Tahmin Sonuçları

DÜZEY									
Test	Model		LNALT	LNDOW	LNBIST	LNENF	LNGÜM	LNRER	LNPET
ADF	Sabitli	t	-1.644529	-1.09857	-2.261580	-6.260	-2.0493	-11.86412	-1.705
		p	0.4575	0.7158	0.1858	0.0000	0.2657	0.0000	0.4264
	Sabitli ve Trendli	t	-0.855185	-2.50813	-2.60365	-12.81	-1.4867	-11.97076	-0.921
		p	0.9573	0.3239	0.2794	0.0000	0.8303	0.0000	0.9500
PP	Sabitli	t	-1.704702	-2.16326	-2.476371	-11.84	-1.9212	-11.86412	-1.857
		p	0.4270	0.2207	0.1232	0.0000	0.3219	0.0000	0.351
	Sabitli ve Trendli	t	-0.587964	-4.53686	-2.663517	-12.90	-1.1835	-11.97013	-0.913
		p	0.9781	0.0018	0.2533	0.0000	0.9099	0.0000	0.950
KPSS	Sabitli	t	1.333553*	1.19642	1.321608	1.085	1.0963	0.235175	0.695
		p							
	Sabitli ve Trendli	t	0.324992**	0.30701	0.182935	0.118	0.2890	0.068629	0.2590
		p							
FARK									
Test	Model		LNALT	LNDOW	LNBIST	LNENF	LNGÜM	LNRER	LNPET
ADF	Sabitli	t	-14.4712	-13.9466	-9.394221		-9.0665		-8.215
		p	0.0000	0.0000	0.0000		0.0000		0.000
	Sabitli ve Trendli	t	-14.6778	-13.9221	-9.484949		-9.2964		-8.406
		p	0.0000	0.0000	0.0000		0.0000		0.000
PP	Sabitli	t	-1.70470	-29.1187	-9.491360		-9.6011		-8.312
		p	0.4270*	0.0001	0.0000		0.0000		0.0000
	Sabitli ve Trendli	t	-0.58796	-30.3461	-9.529317		-9.7870		-8.406
		p	0.9781	0.0001	0.0000		0.0000		0.0000
KPSS	Sabitli	t	0.41244	0.50000	0.220108		0.2964		0.2939
		p							
	Sabitli ve Trendli	t	0.9781**	0.50000	0.049532		0.0554		0.0486
		p							

\*KPSS testi için kritik LM istatistik değerleri %1 % 5 ve %10 anlam seviyesinde sırasıyla 0,793, 0,463 ve 0, 347'dir.

\*\* KPSS testi kritik LM istatistik değerleri %1, %5 ve %10 anlam seviyesinde sırasıyla 0.216, 0,146 ve 0,119'dur.

Tablo 1’de her bir değişken için birim kök testi tahmin sonuçları verilmektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde enflasyon ve reel döviz kuru dışındaki değişkenlerin birim köke sahip olduğu yani durağan olmadıkları görülmektedir. Durağan olmayan bu serileri durağanlaştırmak için serilerin birinci farkları alınmıştır. Serilerin I(1) düzeyinde durağan oldukları görülmektedir.

### 3.2. Johansen Eşbütünleşme Analizi

Sims (1980) durağan olmayan zaman serilerinde serilerin durağanlığını sağlamak için yapılan fark alma işleminin serilerde gözlem kaybına neden olduğunu belirterek, seriler durağan olmasa bile fark alma işleminin yapılmaması gerektiğini vurgulamıştır. Ekonometrik analizlerde amaç parametre büyüklüğü tahmin etmek değil, değişkenler arasındaki ilişkileri analiz etmektir. Eş bütünleşme analizi aynı mertebeden bütünleşik seriler arasındaki uzun dönemli ilişkileri analiz etmek için geliştirilmiştir. Eş bütünleşme analizi durağan olmayan ancak fark alma işlemi sonucu durağan hale getirilmiş serilerin düzey değerleriyle analiz edilmesine olanak tanımaktadır. Johansen (1988) eşbütünleşme testi aynı mertebeden durağan olan serileri içeren eş anlamlı bir denklem sistemidir ve VAR modeline dayanmaktadır. Denklem sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$\Delta X_t = \Gamma_t \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad i = 1 \dots k$$

$$\Pi = \alpha \beta'$$

$\Pi$  katsayılar matrisidir ve  $\alpha$  ve  $\beta'$  matrislerinin çarpımına eşittir. Katsayılar matrisinde yer alan  $\alpha$ , ayarlama hızını temsil ederken,  $\beta'$  ise, satır sayısı ile eşbütünleşik vektör sayısının birbirine eşit olduğu ve en çok benzerlik yöntemi ile tahmin edilen matristir. Eğer  $\Pi$  matrisinin rankı sıfıra eşit ise  $X$  vektörünü oluşturan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.  $\Pi$  matrisinin rankı bire eşitse incelenen değişkenler arasında bir tane eşbütünleşme ilişkisi vardır.  $\Pi$  matrisinin rankı birden büyükse incelenen değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi vardır.

### 3.3. FMOLS Testi

Phillip ve Hansen (1990) değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinden kaynaklanan otokorelasyon ve içsellik problemlerini hesaba katarak FMOLS yöntemini geliştirmişlerdir. FMOLS tahmincileri sapmasızdır, tutarlıdır ve normal dağılıma sahiptir (Phillips ve Hansen, 1990: 120). Denklem sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$y_t = \beta' x_t + u_{1t} = \theta' z_t + u_{1t}$$

$$\Delta x_t = u_{2t}$$

Denklemde fonksiyonun merkezi limit teoremine uyum sağladığı varsayılmakta, içsellik probleminden kaynaklanan ve otokorelasyondan kaynaklanan problemler düzeltilmektedir.

### 3.4. DOLS Testi

Engle ve Granger (1987) ve Johansen (1988) bağımsız değişkenlerin içselliğinde kaynaklanabilecek sapmaların önüne geçebilmek için Saikkonen (1991) ve Stock- Watson (1993) değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini test etmek için Dinamik OLS metodunun kullanılmasını önermişlerdir. Dinamik OLS Modeli içsellik probleminden kaynaklanabilecek sapmaları giderebildiği gibi uzun dönem denkleminde dinamik unsurlarında modele dahil edilmesine olanak sağlamaktadır. Stock-Watsons (1993) tarafından geliştirilen Dinamik OLS modelinde denklem sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$LNDP_t = B' X_t + \sum_{j=-j}^{j=j} \eta_j \Delta LNPP_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=K} \lambda_j \Delta LNRER_{t-j} + \zeta_t$$

$$B = \{c, \alpha, \beta\}, \quad X = \{1, LNPP, LNRER\}$$

Denklemde B katsayılar matrisini ifade ederken, X katsayısı bağımsız değişkenler vektörünü oluşturmaktadır.

### 3.5. CCR Eşbütünleşme Testi

Park (1992), eş bütünleşme denklemi ile stokastik şoklar arasındaki korelasyonu yok etmek için CCR eş bütünleşme testini geliştirmiştir. Bu analiz FMOLS yöntemine benzemekle birlikte, analizde düzey serileri yerine durağan seri değerleri kullanılmaktadır. CCR eş bütünleşme testinde de öncelikle hata terimleri ile uzun dönem kovaryans matrisleri tahmin edilir. CCR modeli, aşağıdaki sistemle modellenmektedir.

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \hat{Y} \end{bmatrix} = \left( \sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*1} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* Y_t^*$$

Burada  $Z_t^* = (Z_t', D_t')$  şeklinde tanımlanmıştır. CCR tahmincileri tutarlı, sapmasız ve normal dağılıma yakınsayan tahmincilerdir. Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkilerini tahmin ederken, modele bağımsız değişkenlere ait fark serilerinin cari değerlerin ve gecikme değerlerinin ilave edilmesi gerektiğini ileri sürmüştür. Bu sayede hata terileri arasındaki korelasyonu yok etmek mümkün olacaktır. Bu durumda eş bütünlük denkleminin aşağıdaki şekli alır.

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=1}^r -q \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t}$$

#### 4. Bulgular

Tablo 2’de Johansen eşbütünlük testi tahmin sonuçları vermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde değişkenler arasında en az beş tane eş bütünlük ilişkisi olduğu görülmektedir.

**Tablo 3:** Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	İz Testi				Maksimum Öz Değer Testi			
		Özdeğer	İz istatistiği	Kritik Değer	p	Özdeğer	İz istatistiği	Kritik Değer	P
r=0	r≥1	0.110374	53.68861	69.81889	0.4751	0.110374	18.01098	33.87687	0.8771
r≤1	r≥2	0.086765	35.67763	47.85613	0.4128	0.086765	13.97736	27.58434	0.8242
r≤2	r≥3	0.059370	21.70027	29.79707	0.3155	0.059370	9.425702	21.13162	0.7967
r≤3	r≥4	0.041486	12.27457	15.49471	0.1442	0.04146	6.525077	14.26460	0.5468
r≤4*	r≥5	0.036646	5.749489	3.841466	0.0165	0.036646	5.749489	3.841466	0.0165

Aşağıdaki tabloda normalleştirilmiş eş bütünlük katsayıları yer almaktadır. Tahmin sonuçları incelendiğinde her bir değişken için hesaplanan istatistik değerlerinin % 5 ve % 10 anlam seviyelerinde anlamlı olduğu görülmektedir. LNBIST ve LNDOW değişkenleri % 1 anlamlılık düzeyinde anlamsız ancak % 1 ve % 5 anlam seviyelerinde anlamlıdır.

**Tablo 4:** Normalleştirilmiş Eşbütünlük Katsayıları

LNALT	LNBIST	LNDOW	LNGUM	LNPET
1.00000	0.308464	-0.433865	-0.722584	-0.17437
	(0.17184)	(0.18226)	(0.22563)	(0.27713)
	[1.42857]	[2.38888]	[3.27272]	[2.6667]

\*% 1 için 2.57 % 5 için 1.96 ve % 10 için 1.64’tür.

Normalleştirilmiş eşbütünlük katsayılarından hareketle eşbütünlük denklemini aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$\begin{aligned} &LNALT - 0.308464 * LNBIST - 0.433865 * LNDOW - 0.722584 * LNGUM - 0.17437 * LNPET = 0 \\ &LNALT = -0.308464 * LNBIST + 0.433865 * LNDOW + 0.722584 * LNGUM + 0.17437 * LNPET \end{aligned}$$

Katsayıların anlamlı olması İstanbul borsasındaki değişmelerin, Amerikan borsasındaki değişmelerin ve petrol fiyatlarındaki değişmelerin altın fiyatları üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. İstanbul borsasındaki değişmeler altın fiyatlarını negatif etkilerken, Amerikan Borsası’ndaki değişmeler, gümüş fiyatlarındaki değişmeler ve petrol fiyatlarındaki değişmeler pozitif etkilemektedir. Johansen yaklaşımı değişkenler arasındaki dinamik değişmelere dayalı olduğu için katsayılar yorumlanmamalıdır (Johansen ve Juselius, 1990)

Tablo 4 FMOLS Dinamik OLS ve CCR OLS eşbütünlük testi tahmin sonuçlarını vermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde üç modelde de sabit terim dışındaki bütün katsayıların anlamlı olduğu görülmektedir. Modellerden elde edilen değerler tutarlıdır. İstanbul

Borsasındaki değişimler altın fiyatlarını negatif yönde etkilerken, Amerikan Borsası’ndaki değişimler, Petrol fiyatlarındaki değişimler ve gümüş fiyatlarındaki değişimler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. FMOLS modelinden elde edilen sonuçlara göre İstanbul Borsası’ndaki % 1’lik bir artış altın fiyatlarında yaklaşık olarak % 0.23’lük bir düşüşe neden olmaktadır. Amerikan Borsası’ndaki %1’lik bir artış altın fiyatlarında ortalama olarak % 0.13 lik bir artışa neden olurken, Gümüş fiyatlarındaki % 1’lik bir artış altın fiyatlarında % 0.62 ’lik bir artışa neden olmaktadır. Petrol fiyatlarındaki yükselmeler de altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. Petrol fiyatlarındaki %1’lik bir artış altın fiyatlarını ortalama olarak % 0.09 artırmaktadır. Bütün modellerden elde edilen katsayılar birbirine yakındır.

**Tablo 5:** FMOLS Eşbütünlük Testi Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	P
LNBIST	-0.239116	0.050993	-4.689203	0.0000
LNDOW	0.134114	0.038522	3.481465	0.0007
LNGUM	0.624241	0.045389	13.75305	0.0000
LNPET	0.090205	0.048912	1.844225	0.0671
C	0.923301	0.878949	1.050461	0.2952
@TREND	0.006780	0.000671	10.10671	0.0000
DOLS Eşbütünlük Testi tahmin Sonuçları				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t	P
LNBIST	-0.259319	0.057596	-4.502350	0.0000
LNDOW	0.160456	0.044265	3.624860	0.0004
LNGUM	0.604800	0.049108	12.31569	0.0000
LNPET	0.116668	0.060497	1.928489	0.0560
C	0.539983	0.996809	0.541712	0.5889
@TREND	0.007277	0.000807	9.014035	0.0000
CCR Eşbütünlük Testi tahmin Sonuçları				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t	P
LNBIST	-0.238213	0.049147	-4.846897	0.0000
LNDOW	0.138334	0.041413	3.340392	0.0011
LNGUM	0.623408	0.045842	13.59892	0.0000
LNPET	0.089939	0.048828	1.841968	0.0674
C	0.825417	0.919397	0.897780	0.3707
@TREND	0.006805	0.000695	9.786911	0.0000

Durağan olmayan ancak eş bütünlük olan zaman serileri ile regresyon analizi yaparak sahte regresyon probleminden kurtulmak mümkündür (Uzğören ve Uzğören, 2005: 13). Serilerin eş bütünlük olması seriler durağan olmasa da doğrusal regresyon denkleminin kurulmasına yardımcı olmaktadır. Bu nedenler kur ve enflasyon değerlerini de modele dahil eden ilave bir klasik logaritmik regresyon modeli kurulmuştur.

**Tablo 6:** Regresyon Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std.Hata	t	Prob.
LNBIST	-0.202021	0.038517	-5.244978	0.0000
LNDOW	0.107720	0.029226	3.685707	0.0003
LNGUM	0.630114	0.045213	13.93658	0.0000
LNENF	0.008153	0.012341	13.93658	0.5099
LNKUR	0.007298	0.005630	1.282677	0.2016
LNPET	0.043483	0.040675	1.069026	0.2868
C	0.923301	0.878949	1.050461	0.2952
@TREND	0.006780	0.000671	10.10671	0.0000
<b>Modeli Tanımlayıcı İstatistikler</b>	R <sup>2</sup> = 0.98	Adj. R <sup>2</sup> = 0.97	F = 1109.39	0.0000

Tahmin sonuları incelendiđinde enflasyon, kur ve petrol deđiŐkenlerinin anlamlı olmadıđı g¼r¼lmektedir. Bununla birlikte regresyon tahmininden elde edilen sonular eŐ b¼t¼nleŐme tahmin sonuları ile benzerlik g¼stermektedir. EŐ b¼t¼nleŐme analizinden farklı olarak regresyon modelinde kur deđerinin anlamlı olmadıđı g¼r¼lmektedir. İstanbul Borsası’ndaki deđiŐmeler altın fiyatlarını negatif etkilerken, g¼m¼Ő fiyatları ve Amerikan borsasındaki deđiŐmeler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. İstanbul Borsası’ndaki % 1’lik artıŐ, altın fiyatlarını % 0.20 d¼Ő¼rmektedir. Amerikan Borsası’ndaki % 1’lik artıŐ altın fiyatlarını % 0.13 artırmaktadır. G¼m¼Ő fiyatlarındaki % 1’lik artıŐ altın fiyatlarını % 0.60 artırmaktadır.

### 5. AraŐtırmanın Sınırlılıkları

Johansen eŐ b¼t¼nleŐme testinin yapılabilmesi iin serilerin aynı dereceden durađan olması gerekmektedir. Bu nedenle durađan seriler olan enflasyon ve kur deđiŐkeni eŐ b¼t¼nleŐme analizlerine dahil edilmemiŐtir. Ancak kur ve enflasyon deđerlerinin altın fiyatlarını etkilemesi beklenmektedir. Bu nedenle eŐb¼t¼nleŐme analizlerine ilave olarak basit regresyon modeli kurulmuŐtur.

### 6. Sonu ve ¼neriler

2003:03- 2016:05 d¼nemini kapsayan bu alıŐmada T¼rkiye’de altın fiyatlarını belirleyen fakt¼rler FMOLS, DOLS ve CCR eŐb¼t¼nleŐme testleri kullanılarak analiz edilmiŐtir. DOLS, FMOLS ve CCR eŐb¼t¼nleŐme testlerine g¼re İstanbul Borsası’ndaki deđiŐimler altın fiyatlarını negatif etkilerken, Amerikan Borsası’ndaki, petrol fiyatlarındaki ve g¼m¼Ő fiyatlarındaki deđiŐmeler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. Bununla birlikte T¼FE ve Reel d¼viz kurlarındaki deđiŐmelerin altın fiyatları üzerinde etili olmadıđı bulgusuna ulaŐılmıŐtır. ¼zellikle İMKB ile altın fiyatlarını negatif iliŐkili olması T¼rkiye’de daha ok spekulatif nedenlerle altın talebinde bulunulduđunu g¼stermektedir. Petrol fiyatlarındaki deđiŐmelerle altın fiyatlarını aynı y¼nde seyretmesi teorik beklentilere uygundur. Ancak petrol fiyatlarının d¼viz kurlarını da y¼kselterek altın fiyatlarını deđiŐtirmesi beklenmektedir. Ancak d¼viz kuru deđerleri ile altın fiyatları arasında anlamlı bir iliŐki olmadıđı bulgusuna ulaŐılmıŐtır. Bu durum T¼rkiye’nin dıŐa bađımlı bir ekonomi olması, k¼resel ekonomik krizin neden olduđu finansal buhran, T¼rkiye’de son d¼nemlerde uygulanan ekonomi politikaları ve siyasal istikrarsızlıklar ile aıklanabilir.

### KAYNAKLAR

- Aksoy, M., & Topcu, N. (2013). Altın İle Hisse Senedi Ve Enflasyon Arasındaki İliŐki. *Atat¼rk ¼niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 59-78.
- Ballı, S.& ve Cinel, M.O. (2001). Altın fiyatlarının İMKB 100 Endeksi’ne etkisi ve bu etkinin ¼l¼mlenmesi. *Atat¼rk ¼niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 25, 3-4, 45-63.
- Cheung, H. (2017). *Gold and international finance*. Newyork: Routledge.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, 427-431.
- Elmas, B., & Polat, M.(2013). G¼m¼Ő fiyatları ve dow jones endeksi’nin Altın Fiyatlarına Etkisi ¼zerine EŐb¼t¼nleŐme ve Nedensellik Analizi. *Bing¼l ¼niversitesi Sosyal Bilimler Enstit¼Ős¼ Dergisi*. 3(6), 33-48.
- Engle, C.R., & Granger, W. J. (1987).Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.*Econometrica*. 55, 2, 251-276.
- Evcı, S., & Kandır, S. Y.(2015). End¼striyel metal piyasasında piyasa riskinin ¼l¼lmesi: riske maruz deđer (VAR) y¼ntemi ile bir uygulama. *Niđde ¼niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fak¼ltesi Dergisi*, 8(1), 157-170.
- Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*. 5, 115-146.
- Fisher, I. (1930). *Theory of interest rates*. New York: MacMillan.



- Granger, C. W. J. and Newbold P. (1974) .Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*. 2, 111-120.
- Johansen, S. (1988).Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12, 231-254.
- Johansen,S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52 (2), 169–210.
- Kwiatkowski, D., Phillips C. B., Schmidt, P., & Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrica*, 54, 159-178.
- Le, T., & Chang, Y.(2011). Oil and gold prices: correlation or causation?. *Economic Growth Centre Working Paper Series*, Singapor.
- Lili, L., & Chengmei, D. (2013). Research of the influence of macro-economic factors on the price of gold. *Procedia Computer Science*, 17, 737 – 743.
- Melvin, M., & Sultan, J. (1990). South African political unrest, oil prices, and the time varying risk premium in the gold futures market. *Journal of Futures Markets*, 10(2), 103-111.
- Narayan, P.K., Narayan, S.,& Zheng, X.( 2010). Gold and oil futures markets: are markets efficient?. *Applied Energy* 87, 3299–3303.
- Nelson C. R. & Plosser, C.I. (1982) .Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *journal of Monetary Economics*. 10, 139-162.
- Nirmala, S. & Deepthy, K. (2015). An analysis of the relationship between gold and crude oil prices. *International Journal of Applied Research*. 1(13), 156-159
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75, 335-346.
- Phillips, P.C.B., & Hansen, B.E. (1990) .Statistical Inference in Instrumental Variable Regression With I (1) Processes. *Review of Economic Studies*. 57, 99-125.
- Poyraz, E. & Didin, S. (2008). Altın fiyatlarındaki değişimin döviz kuru, döviz rezervi ve petrol fiyatlarından etkilenme derecelerinin çoklu faktör modeli ile değerlendirilmesi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 13(2), 93-104.
- Saikkonen, P., (1991).Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7, 1-21
- Simakova, J. (2011). Analysis of the Relationship between oil and gold prices. *Journal of Finance*, 51 (1), 651-662.
- Sims, C. A.(1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 48, 1-48.
- J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica* . 61, 783-820.
- Topcu, A., (2010).*Altın Fiyatlarını Etkileyen Faktörler*.Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Raporu.
- Uzgören, N. & Uzgören, E.(2005). Zaman serilerinde sahte regresyon sorunu ve reel kamu harcamalarına yönelik bir ekonometrik model uygulaması. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi*.5,1-14.

### Extended English Summary

The aim of this study is to analyze the factors affecting gold prices in Turkey. In this study covering the period from 03.2003 to 05. 2016, factors affecting gold prices of Turkey were analyzed by FMOLS, DOLS and CCR cointegration tests. Gold prices are dependent variable in the model. The CPI, ISE 100, real effective exchange rate, silver prices and petroleum prices are independent variables in the model. the stationarity of the all variables is very important in the time series analyzes. For this reason, In these analyzes primarily the stationarity of the series was determined.. In this study, unit root tests such as ADF(1979), Phillips-Perron(1988) and KPSS (1992) were used to test the stationarity. According to the results obtained, the gold prices, BIST 100 Index, the silver prices and the petroleum prices are stationary whereas the CPI and the real effective exchange rate are instationary. Then, the cointegration tests such as Johansen, FMOLS, DOLS, CCR were

used to test the long-run term relationship between variables. To perform the cointegration tests, the series must be stationary in the same order. CPI and the real effective exchange rate are instationary. Therefore, The CPI and the real effective exchange rate weren't included in the cointegration test. The simple regression analysis was also used. The CPI and the real effective exchange rate were included in the simple regression model. The results of FMOLS, DOLS, and CCR cointegration tests are consistent with each other. According to the results of the cointegration tests, the silver prices and the Dow Jones Index have a positive effect on gold prices whereas the changes of BIST 100 Index have a negative effect on gold prices. According to the result of the FMOLS model, 1 percent increase in the ISE 100 Index rises the gold prices by 0.23 percent. 1 percent increase in the Dow Jones Index rises the gold prices by 0.13 percent. In addition, 1 percent increase in the silver prices rises the gold prices by 0.62 percent. Moreover, 1 percent increase in the petroleum prices increases in the gold prices by 0.09 percent. In all models the coefficients are numerically close to each other. According to the result of the DOLS model, 1 percent increase in the ISE 100 Index decreases the gold prices by 0.25 %. 1 percent increase in the Dow Jones Index rises the gold prices by 0.16 percent. In addition to, 1 percent increase in the silver prices increases the gold prices by 0.60. 1 percent increase in the petroleum prices rises the gold prices by 0.11 percent. According to the result of the CCR model, percent increase in the ISE 100 decreases the gold prices by 0.23 percent. 1 percent increase in the Dow Jones Index rises the gold prices by 0.13 percent. 1 percent increase in the Dow Jones Index increases the gold prices by 0.13 percent. In addition, 1 percent increase in the silver prices increases the gold prices by 0.62 percent. 1 percent increase in the petroleum prices rises the gold prices by 0.08 percent. According to the result of the simple regression model, the silver prices and the Dow Jones Index have a positive effect on gold prices while the changes of ISE 100 Index have a negative effect on gold prices. 1 percent increase in the ISE 100 Index decreases the gold prices by 0.23 percent. 1 percent increase in the Dow Jones Index rises in the gold prices 0.10 percent. In addition, 1 percent increase in the silver prices leads to increase in the gold prices 0.63 percent. Especially, negative correlation between the ISE 100 Index and the gold prices indicates that gold is demanded for speculation. Positive correlation between the petroleum price and the gold price is suitable for theoretical expectations. However, it is expected that rising petroleum prices can increase gold prices by rising the exchange rate. It is also expected that inflation has positive effect on the gold price. However, The CPI, the petroleum prices and the real exchange rate haven't any effect on the gold prices. This result can be explained by the foreign dependency of Turkish economy. The global crisis caused to changes in the exchange rates by diminishing international trade. In addition, because of global crisis, the increase of gold demand has made the gold prices rise and caused exchange rate volatility. The reason of the fact that CPI and the real exchange rate haven't any effects on the gold prices is recently implemented economic policies and political instabilities in Turkey.