

Türkiye'de altın fiyatlarını belirleyen faktörler

By Pınar Torun

The factors that influence gold prices of Turkey

Türkiye'de altın fiyatlarını belirleyen faktörler¹

Şükrü CİCİOĞLU²

Büşra ERASLAN³

Pınar TORUN⁴

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, 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 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.

Keywords: Gold prices; gold demand;

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 bütünlleşme 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'lük artış, altın fiyatlarını % 0.23 düşürmektedir. Amerikan Borsası'ndaki % 1'lük artış altın fiyatlarını % 0.13 artırmaktadır. Gümüş fiyatlarındaki % 1'lük 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.

¹ Bu makale Altın Fiyatlarını Belirleyen Talep Yönü Faktörlerin Analizi : Türkiye İçin Bir Uygulama başlıklı yüksek lisans tezinden yararlanılarak ⁶ oluşturulmuştur.

² Asst. Prof. Sakarya University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics, cicioglu@sakarya.edu.tr.

³MSc., Sakarya University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics, busra_eraslan@hotmail.com.

⁴MSc. Research Assist., Sakarya University, Faculty of Political Sciences, Department of Economics(35. Madde), ptorun@sakarya.edu.tr.

cointegration test.

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

Anahtar Kelimeler: Altın fiyatları; altın talebi; eş bütünleşme testleri.

4

(Extended English abstract is at the end of this document)

1. Giriş

Altın fiyatları son dönemlerde hem dünya genelinde hem de ülke çapında önemli dalgalandırmalar göstermektedir. 1990'lı yıllarda finansal yatırım araçlarında yaşanan çeşitlilik, bir yatırım aracı olarak altınla 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 değişimeler, altın fiyatlarında da önemli değişimler yaşanmasına neden olmaktadır. 2000'li yıllarda altın fiyatlarında meydana gelen yükseliş 11 Eylül saldıruları, 2003 yılında ABD tarafından Irak'a girilmesi ve Ortadoğu ülkelerinde yaşanan siyasi ve ekonomik belirsizliklerden kaynaklanmaktadır(Topcu, 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 dalgalandırmaları, geopolitik 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 üzerinde etkisinin çok küçük olduğuna inanılmaktadır. Kısa dönemde altın fiyatında meydana gelen dalgalandırmaların 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 değişimlerle karşı farklı duyarlılığı 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 artırmaktır, ve dolayısıyla altın talebinin metal sektöründen ziyade, ekonomik ve finansal değerlere bağlı olarak belirlenmesine neden olmaktadır ((Evci 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 sisteme her ülke parasını belli bir değişim oranında altın ya da dolara bağlamış, sadece $\pm 1\%$ bandında ulusal para biriminde dalgalandırmaya izin verilmektedi. 1 ons altın 35 dolara sabitlenmişti ve petrolün varil fiyatı 3 dolar civarındaydı ve görelî olarak istikrarlı idi. 1971'den sonra konvertibilte 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 altınına yönelmesidir (Le and Chang, 2011: 4). Yatırımcıların altın talebindeki artış altın fiyatlarını da yükseltmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla altın fiyatları ile petrol fiyatları arasında pozitif korelasyon bulunmaktadır.

Petrol fiyatları ile altın fiyatları arasında pozitif korelasyona yol açan ikinci kanal Melvin ve Sultan (1990) tarafından ileri sunulan ihracat geliri kanalıdır. Petrol ihracat eden ülkeler de dahil olmak

üzere pek çok ülkede altın uluslararası 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 ihrac eden ülkelerin varlık portföylerinin önemli bir kısmını altın olarak tutuklarında, 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 artırmaktır, 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 ligili çalışma sayısı azdır. Elmas ve Polat (2013) Ocak 1988- Mart 2013 dönemini kapsayan çalışmasında 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 çalışmasında altın fiyatlarını etkileyen faktörleri analiz etmemeye ^a8 açlamıştır. 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. Kriz ^b8 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) 2003:01-2011:11^c dönemini kapsayan çalışmasında altın fiyatlarını belirleyen faktörleri analiz etmiş ^d21. 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^e dönemini kapsayan çalışmasında 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 eşbüütünleşme 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
		BIST100 Endeksi	LNBIST
		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 değerleri 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 arıza faktörler [gi](#)¹⁸ 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 karşılaşılabilceğini vurgulamıştır. Bu nedenle zaman serisi analizlerinde öncelikle birim kök testle [26](#) kullanılarak serilerin durağan olup olmadığı analiz edilmelidir. Serilerin durağlığı 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	LNGUM	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	LNGUM	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 incelenince enflasyon ve reel döviz kuru dışındaki değişkenlerin birim köke sahip olduğu yani durağan olmadıkları görülmektedir. Durağan olmayan bu serileri durağanlaştmak için serilerin birinci farkları alınmıştır. Serilerin I(1) düzeyinde durağan oldukları görülmektedir.

3.2. Johansen Eşbüütünleşme Analizi

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

$$\Delta X_t = \Gamma_0 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t$$

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

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

Π katsayılar matrisidir ve α ve β' matrislerinin çarpımına eşittir. Katsayılar matrisinde yer alan α , ayarlama hızını temsil ederken, β' ise, satır sayısı ile eşbüütünleşik ve $\text{rank } \Pi$ sayısının birbirine eşit olduğu ve en çok benzerlik yöntemi ile tahmin edilen matristir. Eğer Π matrisinin rankı sıfır \neq ise X vektörünü oluşturan değişkenler arasında eşbüütünleşme ilişkisi yoktur. Π matrisinin rankı bire eşitse incelenen değişkenler arasında bir tane eşbüütünleşme ilişkisi vardır. Π matrisinin rankı incelenen değişkenler arasında birden fazla eşbüütünleşme ilişkisi vardır.

3.3. FMOLS Testi

Phillip ve Hansen (1990) değişkenler arasındaki eşbüütünleşme ilişkisinden kaynaklanan otokorelasyon ve içsellik problemlerini hesaba katarak FMOLS yöntemini geliştirmiştir. FMOLS tahmincileri sapmazdır, 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 eşbüütünleşme 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-Watson (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 Eşbüütünleşme Testi

Park (1992), eş bütünlüğünde denklemi ile stokastik şoklar arasındaki, korelasyonu yok etmek için CCR eş bütünlüğe testini geliştirmiştir. Bu analiz FMOLS yöntemine benzemekle birlikte, analizde düzey serileri yerine durağan seri değerleri kullanılmaktadır. CCR eş bütünlüğe testinde de

7

öncelikle hata terimleri ile uzun dönem kovaryans matrisleri tahmin edilir. CCR modeli, aşağıdaki sistemle modellenmektedir.

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

Burada $Z_t^* = (Z_t^*, D_t')$ şeklinde t⁷ümlanmıştır. CCR tahmincileri tutarlı, sapmasız ve normal dağılıma yakınsayan tahmincilerdir. Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) değikenler arasındaki eşbüntünleşme ilişkilerini tahmin ederken, modele bağımsız değişkenler ait fark serilerinin cari ve gecikme değerlerinin ilave edilmesi gerektiğini ileri sürmüştür. Bu sayede hata terileri arasındaki korelasyonu yok etmek mümkün olacaktır. Bu durumda eş bütünleşme denklemi aşağıdaki şekli alır.

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

4. Bulgular

Tablo 2'de Johansen eşbüntünleşme testi tahmin sonuçları vermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde değişkenler arasında en az beş tane eş bütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir.

Tablo 3: Johansen Eşbüntünleşme Testi Sonuçları

		İz Testi				Maksimum Öz Değer Testi				
H ₀	H ₁	Özdeğer	İz istatistiği	Kritik Değer	P	5	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 bütünleşme 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 Eşbüntünleşme 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 eşbüntünleşme katsayılarından hareketle eşbüntünleşme denklemi aşağıdaki gibi yazılabılır;

$$LNALT - 0.308464 * LNBIST - 0.433865 * LNDOW - 0.722584 * LNGUM - 0.17437 * LN PE T=0$$

$$LNALT = -0.308464 * LNBIST + 0.433865 * LNDOW + 0.722584 * LNGUM + 0.17437 * LNPET$$

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

Tablo 4 FMOLS Dinamik OLS ve CCR OLS eşbüntünleşme 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 değişimeler, Petrol fiyatlarındaki değişimeler ve gümüş fiyatlarındaki değişimeler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. FMOLS modelinden elde edilen sonuçlara göre İstanbul Borsası'ndaki % 1'lük bir artış altın fiyatlarında yaklaşık olarak % 0.23'lük bir düşüse neden olmaktadır. Amerikan Borsası'ndaki %1'lük bir artış altın fiyatlarında ortalama olarak % 0.13 lik bir artışa neden olurken, Gümüş fiyatlarındaki % 1'lük bir artış altın fiyatlarında % 0.62 'lik bir artışa neden olmaktadır. Petrol fiyatlarındaki yükselmeler de altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. Petrol fiyatlarındaki %1'lük bir artış altın fiyatlarını ortalama olarak % 0.09 artırmaktadır. Bütün modellerden elde edilen katsayılar birbirine yakındır.

20

Tablo 5: FMOLS EşbüTÜNLEŞME 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 EşbüTÜNLEŞME 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 EşbüTÜNLEŞME 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 omayan ancak eş bütünlük olan zaman serileri ile regresyon analizi yaparak sahte regresyon probleminden kurtulmak mümkünür (Uzgören ve Uzgören, 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
Modeli Tanımlayıcı İstatistikler	R ² = 0.98	Adj. R ² = 0.97	F = 1109.39	0.0000

Tahmin sonuçları incelendiğinde enflasyon, kur ve petrol değişkenlerinin anlamlı olmadığı görülmektedir. Bununla birlikte regresyon tahmininden elde edilen sonuçlar eş bütünlleşme tahmin sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Eş bütünlleşme analizinden farklı olarak regresyon modelinde kur değerinin anlamlı olmadığı görülmektedir. İstanbul Borsası'ndaki değişimeler altın fiyatlarını negatif etkilerken, gümüş fiyatları ve Amerikan borsasındaki değişimeler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. İstanbul Borsası'ndaki % 1'lük artış, altın fiyatlarını % 0.20 düşürmektedir. Amerikan

Borsası'ndaki % 1'lik artış altın fiyatlarını % 0.13 artırmaktadır. Gümüş fiyatlarındaki % 1'lik artış altın fiyatlarını % 0.60 artırmaktadır.

5. Araştırmmanın 16 Uyumlulukları

Johansen eş bütünlleşme testinin yapılabilmesi için serilerin aynı dereceden durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle durağan seriler olan enflasyon ve kur değişkeni eş bütünlleşme analizlerine dahil edilmemiştir. Ancak kur ve enflasyon değerlerinin altın fiyatlarını etkilemesi beklenmektedir. Bu nedenle eşbüütülşeme analizlerine ilave olarak basit regresyon modeli kurulmuştur.

6. Sonuç ve Öneriler

2003:03- 2016:05 dönemini kapsayan bu çalışmada Türkiye'de altın fiyatlarını belirleyen faktörler FMOLS, DOLS ve CCR eşbüütülşeme testleri kullanılarak analiz edilmiştir. DOLS, FMOLS ve CCR eşbüütülşeme testlerine göre İstanbul Borsası'ndaki değişimler altın fiyatlarını negative etkilerken, Amerikan Borsası'ndaki, petrol fiyatlarındaki ve gümüş fiyatlarındaki değişimler altın fiyatlarını pozitif etkilemektedir. Bununla birlikte TÜFE ve Reel döviz kurlarındaki değişimlerin altın fiyatları üzerinde etili olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Özellikle İMKB ile altın fiyatlarını negatif ilişkili olması Türkiye'de daha çok spekulatif nedenlerle altın talebinde bulunulduğunu göstermektedir. Petrol fiyatlarındaki değişimlerle altın fiyatlarını aynı yönde seyretemesi teorik beklenilere uygundur. Ancak petrol fiyatlarının döviz kurlarını da yükselterek altın fiyatlarını değiştirmesi beklenmektedir. Ancak döviz kuru değerleri ile altın fiyatları arasında anlamlı bir ilişki olmadığı bulgusuna ulaşmıştır. Bu durum Türkiye'nin dışa bağımlı bir ekonomi olması, küresel ekonomik krizin neden olduğu finansal buhran, Türkiye'de son dönemlerde uygulanan ekonomi politikaları ve siyasal istikrarsızlıklar ile açıklanabilir.

4 Extended English Abstract

23

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 %¹¹ 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 price² 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 gold²² 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 gold¹ 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.

Türkiye'de altın fiyatlarını belirleyen faktörler

ORIGINALITY REPORT

9%

SIMILARITY INDEX

PRIMARY SOURCES

- 1 Gozgor, Giray, Chi Keung Marco Lau, and Mehmet Huseyin Bilgin. "Commodity markets volatility transmission: Roles of risk perceptions and uncertainty in financial markets", Journal of International Financial Markets Institutions and Money, 2016.
Crossref
60 words — 1%
- 2 Ramirez, Anthony. "Will computer stocks stay fired up in 1995?", The New York Times, Jan 7 1995 Issue
Publications
32 words — 1%
- 3 ŞAHİN, Cumhur. "Firmaya özgü değişkenlerle gayrimenkul yatırım ortaklıklarını (gyo) getirişi arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik bir uygulama", Dumlupınar Üniversitesi, 2014.
Publications
24 words — 1%
- 4 mehmetelibol.com
Internet
23 words — 1%
- 5 www.berjournal.com
Internet
22 words — < 1%
- 6 İNCE, Tunç and BEŞEL, Furkan. "THE EFFECT OF EXTERNAL SHOCKS ON TAX BURDEN: IS IT PERMANENT OR TEMPORARY?", Celal Bayar Üniversitesi, 2016.
Publications
19 words — < 1%
- 7 KÜÇÜKAKSOY, İsmail, ÇİFÇİ, İsmail and ÖZBEK, Rabia İnci. "İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi: Türkiye Uygulaması", Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2015.
17 words — < 1%

- 8 ÖNCÜ, Mehmet Akif, ÇÖMLEKÇİ, İstemi, YAZGAN, Halil İbrahim and BAR, Mehtap. "YATIRIM ARAÇLARI ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME (BİST100, ALTIN, REEL DÖVİZ KURU)", Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015.
Publications 15 words — < 1%
- 9 Augustine C. Arize. "A convenient method for the estimation of ARDL parameters and test statistics: USA trade balance and real effective exchange rate relation", International Review of Economics & Finance, 2017
Crossref 14 words — < 1%
- 10 ELMASTAŞ GÜLTEKİN, Özge and AKTÜRK HAYAT, Elvan. "Altın Fiyatını Etkileyen Faktörlerin Var Modeli İle Analizi:2005-2015 Dönemi", Ege Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 2016.
Publications 13 words — < 1%
- 11 KUTLAR, Aziz, KABASAKAL, Ali and GÜLMEZ, Ahmet. "Total Factor Productivity and Efficiency in OECD Countries: Possibility of Convergence in 2000-2012 Period", Uludağ Üniversitesi İİBF İşletme Bölümü, 2017.
Publications 12 words — < 1%
- 12 www.turkishstudies.net Internet 11 words — < 1%
- 13 David F. Tenant, Marlon R. Tracey. "Sovereign Debt and Credit Rating Bias", Springer Nature, 2016
Crossref 11 words — < 1%
- 14 Jaan Masso, Karsten Staehr. "Inflation dynamics and nominal adjustment in the Baltic States", Research in International Business and Finance, 2005
Crossref 11 words — < 1%
- 15 SAATÇİ, Mustafa and DUMRUL, Yasemin. "Elektrik tüketimi ve ekonomik büyümeye ilişkisinin dinamik bir analizi: Türkiye örneği", Uludağ Üniversitesi, 2013. 11 words — < 1%

- 16 ARSLAN, İbrahim, EREN, Mehmet Vahit and KAYNAK, Selahattin. "Sağlık ile Kalkınma Arasındaki İlişkinin Asimetrik Nedensellik Analizi", Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 2016.
Publications 10 words — < 1%
- 17 SANCAR, Canan and POLAT, Melike ATAY. "TÜRKİYE'DE EKONOMİK BüYÜME, ENERJİ TÜKETİMİ VE İTHALAT İLİŞKİSİ", Gümüşhane Üniversitesi, 2015.
Publications 10 words — < 1%
- 18 SEKMEN, Fuat and RAVANOĞLU, Galip Afşin. "FAİZ HADDİ VE PARA ARZININ DÖVİZ KURU ÜZERİNE ETKİSİ: KAZAKİSTAN ÖRNEĞİ", KIRGİZİSTAN-TÜRKİYE MANAS ÜNİVERSİTESİ, 2017.
Publications 10 words — < 1%
- 19 www.ameli.fr Internet 10 words — < 1%
- 20 YAPRAKLI, Sevda and KAPLAN, Fatih. "Türkiye'de uygulanan açık enflasyon hedeflemesi stratejisinin başarısı üzerine ekonometrik bir değerlendirme", Hacettepe Üniversitesi, 2012.
Publications 9 words — < 1%
- 21 EVCİ, Samet and KANDIR, Serkan Yılmaz. "Altın piyasasında piyasa riskinin ölçülmesi: Riske maruz değer (VAR) yöntemi ile bir uygulama", G.M.Matbaacılık ve Tic.A.Ş, 2015.
Publications 9 words — < 1%
- 22 Michael L. Chohaney, Kimberly A. Panozzo. "Infidelity and the Internet: The Geography of Ashley Madison Usership in the United States", Geographical Review, 2016
Crossref 8 words — < 1%
- 23 www.isgucdergi.org Internet 8 words — < 1%

- 24 DOĞRU, Bülent. "Abd ve ab bölgelerindeki bir finansal krizin Türkiye'ye etkileri: Cari açık üzerine bir uygulama", Dumlupınar Üniversitesi, 2012. 8 words — < 1%
Publications
- 25 Ales Melecky, Martin Melecky. "From inflation to exchange rate targeting: Estimating the stabilization effects for a small open economy", Economic Systems, 2010 6 words — < 1%
Crossref
- 26 ÖZATA, Erkan and ESEN, Ethem. "Reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi", Anadolu Üniversitesi, 2010. 6 words — < 1%
Publications
- 27 HEPKON, Zeliha. "Kadın Cinayetleri ve Medya: Emani el Rahmun Cinayeti Analizi* /", Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, 2017. 6 words — < 1%
Publications

EXCLUDE QUOTES

OFF

EXCLUDE MATCHES

< 5 WORDS

EXCLUDE BIBLIOGRAPHY

OFF