

AMERİKAN EKONOMİSİNDEKİ BORÇLULUĞUN ALTIN FİYATLARINA ETKİSİ

Doç. Dr. Mehmet SARAÇ
İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi
mehmet.sarac@istanbul.edu.tr

Yrd. Doç. Dr. Remzi BAŞAR
Düzce Üniversitesi, İşletme Fakültesi
remzi_basar@yahoo.com

Özet

Bu makalede küresel altın fiyatlarının değişimiyle Amerika Birleşik Devletleri'ndeki ekonomik durumun bir göstergesi olarak ABD Ulusal Borç Stoku ve dünyadaki ekonomik canlılığın bir göstergesi olarak *Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi (BDI)* arasındaki ilişki analiz edilmektedir. Çalışmanın veri seti 1988-2012 yıllarını kapsamakta ve bu dönemdeki verilere dayanarak oluşturulan *ARDL Eşbütünleşme Modeli* üzerinden global altın fiyatları ile *ABD Ulusal Borç Stoku* ve *Baltık Endeksi BDI* değişkenleri arasında anlamlı bir ilişki olduğu ortaya koyulmaktadır. Analizler sonucunda elde edilen ARDL modeline göre altın fiyatlarının *ABD Ulusal Borç Stoku* verileriyle hem uzun hem de kısa dönemde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişkide olduğu, yine *BDI* ile ise kısa dönemde anlamlı ve pozitif yönlü ancak nispeten düşük seviyede bir ilişki içerisinde olduğu gösterilmektedir. Ayrıca *Toda-Yamamoto* Granger nedensellik testi yapılarak altın fiyatlarından *ABD Ulusal Borç Stokuna* doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Global Altın Fiyatları, ABD Ulusal Borç Stoku Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI), ARDL Sınır Testi, Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testi

THE EFFECT OF INDEBTEDNESS IN THE U.S. ECONOMY ON GOLD PRICES

Abstract

This article empirically analyzes the relationship between the global gold price changes and the *U.S. Federal Debt*, along with *Baltic Dry Index (BDI)*. Based on the data between 1988 and 2012, the *ARDL Bounds* cointegration analysis indicates that the global gold prices are significantly and positively related with *U.S. Federal Debt* both in

short and long term, while it is positively yet much less significantly related with Baltic Dry Index *BDI* only in the short term. In addition, *Toda-Yamamoto Granger Causality Test* indicates one-way causality from gold prices to *U.S. Federal Debt*.

In sum, the global gold prices increases while the economic situation in the U.S. worsens. This study provides new empirical evidence as to how the economic condition of the U.S. affects the global economy.

Keywords: Global Gold Prices, USA Federal Debt , Baltic Dry Index (BDI) ARDL Bounds Test, Toda-Yamamoto Granger Causality Test

1. Giriş

Altın insanlık tarihi boyunca en fazla rağbet gören değerli metal olarak ayrı bir öneme sahiptir. Eski çağlardan beri hemen tüm krallık ve medeniyetlerde gerek ülke içi ve gerekse ülkeler arası ticaretin vazgeçilmez değişim aracı olmuştur. Yüzyıllar boyunca sürdürdüğü önemi modern çağlarda da koruyan altın, para olarak kullanım dışı kalmasına rağmen dünya çapında alınıp satılan emtialar arasında en önemlilerinden biri olmasının yanında en iyi piyasa performans göstergelerinden biri olarak da öne çıkmaktadır. Yine başta devletler ve merkez bankaları olmak üzere tüm dünyanın en iyi riskten korunma aracı ve yatırım enstrümanı olarak rağbet ettiği değerli bir metaldir.

Bu kadar rağbet görmesi ve önemsenmesi nedeniyle altın fiyatlarının tahmin edilebilmesi sadece ekonomistler için değil, devletlerin hazine birimleri, merkez bankaları, finansal kuruluşlar ve bireyler için de çok önemli bir gaye haline almıştır. Bireyler ve bankalar gibi finansal kuruluşlar, altın fiyatlarının tahmini ile gelir elde etmeyi amaçlarken, devletler, hazine birimleri ve merkez bankaları ile büyük ölçekli finansal kurumlar ise bunu daha çok finansal yapıyı istikrarlı hale getirmek ve yatırım politikalarını şekillendirmek için önemserler.

2. Ekonomik Canlılık ve Altın Fiyatları

Dünya altın fiyatlarının seyriyle global ekonomik canlılık arasındaki ilişkinin zıt yönlü olduğu genel kabul gören yaygın bir görüştür. Ekonomik durgunluk dönemleri veya ekonominin krize doğru gittiği dönemlerde yatırımcılar altına yönelmektedir. Bu yönelmenin nedeni altının genel manada “güvenli liman” olarak kabul edilmesinden ileri gelmektedir. Çağlar boyunca bir değişim ve değer saklama aracı olarak taşıdığı önemi günümüzde de korumaya devam eden altın özellikle ekonomik kriz dönemlerinde daha fazla talep görmektedir. Değer saklama özelliği yüzünden altın fiyatları ekonomik

krizlerde rekor seviyelere yükselirken diğer bir çok finansal enstrüman riskli varlık olarak değerlendirilmekte ve değer kaybetmektedir (Baur, McDermott, 2010). Altın son birkaç yıldır dünya geneli ve ağırlıklı gelişmiş ülke ekonomilerinde yaşanan finansal kriz nedeniyle küresel ekonomiye dair endişelerin artması sonucunda özellikle merkez bankaları tarafından güvenli liman olarak tercih edilmektedir (Aksoy, Topçu, 2013).

Altın, özellikle enflasyon ve döviz kurundaki değişimlere karşı etkin bir risk yönetimi aracı olarak öne çıkmaktadır ve bu durum son dönemdeki ekonometrik çalışmalarla kanıtlanmıştır (Saraç, Zeren, 2014). Bu sebeplerle etkin bir portföy çeşitlendirmesi ve uzun vadeli kârlılık için altının kesinlikle portföye dâhil edilmesi tavsiye edilmektedir.

Dünya altın fiyatlarındaki değişimlerin açıklanmasında ve fiyatların tahmin edilmesinde küresel ekonominin çeşitli makroekonomik göstergeleri sıklıkla başvurulan açıklayıcı değişkenler olarak ekonometrik modellerde kullanılmıştır. Ancak küresel ekonomik canlılığı en iyi gösteren dinamikler ve en iyi açıklayan göstergelerin hangileri olduğu sürekli tartışılmaya devam etmektedir.

Altın fiyatlarının artışında etkili olan en önemli etkenlerden biri ABD dolarının değeri ve buna bağlı olarak döviz kurlarında görülen değişimlerdir. Piyasaların normal seyrinde olduğu dönemlerde ABD doları değer kaybederken altın fiyatlarının yükseldiği ve bazı dönemlerde ABD doları yabancı para birimlerine karşı değer kazanmasına rağmen yine altın fiyatlarının da yükseldiği görülmektedir. Bunun başlıca nedeni son zamanlarda merkez bankalarının ekonomik kriz dönemlerinde oldukça yüklü fiziksel altın alımı yapması ve böyle dönemlerde yatırımcıların klasik yatırım yaklaşımını değiştirmesidir (Dunis, Nathani, 2007).

Altın uzun vadede reel satın alma gücü bakımından değerini koruduğu için tercih edilmekte ve merkez bankalarının rezervlerinde giderek artan oranlarda varlığını korumaktadır. Ayrıca gelişmekte olan ülkeler paralarının değerini korumak için altını hedge yani riskten korunma amaçlı kullanmaktadır (Wang, Lee, Thi, 2011). Altına olan talep Merkez Bankalarının uyguladığı faiz oranları ile yakından ilişkili olup faiz oranlarının düşük seviyelerde seyretmesi de altına olan talebi arttırabilmektedir (Vakıfbank Aylık Finans Raporu, 2010).

3. Küresel Ekonomik Seyrin Göstergeleri Olarak ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Kuru Yük Endeksi

ABD Ulusal Borç Stoku, Amerika Birleşik Devletleri federal hükümeti tarafından borçlanılan iç ve dış borçların toplamını göstermektedir.

Baltık Kuru Yük Endeksi (Baltic Dry Transportation Index ya da kısaca BDI), 1744 yılında Londra'da kurulan Baltık Borsası tarafından denizcilik sektöründeki taşıma maliyetlerini kuru yük için fiyat, gemi türü, hat uzaklığı ve zaman gibi faktörleri de dikkate alarak yayınlayan bir endekstir (Bakshi ve diğ., 2011).

Dünya deniz taşımacılığı hacminin tamamına yakını temsil eden 600 üye firma Baltık Borsasına kayıtlıdır. Halka açık bir borsa olmayan Baltık Borsası, sadece üyelerinden veri kabul ettiği için *BDI* dış etkilere kapalı, manipüle edilmesi mümkün olmayan, güvenilir kabul edilen bir endekstir. Spekülatörlerin işlem yapmak için endekse üye olamaması, katılımcıların sadece kendilerini korumak ya da fiyatların yönüne göre pozisyon almak için bu endeksi kullanmaları nedeniyle son derece güvenilirdir. Bu göstereyi diğer ekonomik göstergelerden üstün kılan yanı spekülasyon ve revizyon olanağı olmadığı için manipüle edilememesidir (Zheng, Chen, 2010).

Endeks kuru yük taşıma talebi ve kuru yük taşımacılığı hizmet arzı yani kuru yük gemisi arzındaki dengenin nasıl geliştiğini her gün deklare edilen fiyatlar üzerinden göstermektedir. Yeni bir gemi ancak birkaç yılda üretilbildiği için gemi arzı pek esnek değildir. Ayrıca gemilerin ucuz maliyetlerle park edilmesi mümkün olmadığı için az bir talep artışında bile fiyatlar yükselebilmektedir. *BDI*, kargo gemilerinin parka çekildiği, taşıma arzının bol olduğu kriz ortamlarında kuru yük deniz taşımacılığında gerçek gelişmeleri en iyi sergileyen makroekonomik göstergelerden biri olarak öne çıkmaktadır. Değeri, 2007 başından 2008 ortalarına kadar çok hızlı bir yükseliş gösteren endeks, global durgunluğun başladığı 2008 sonlarında ise dip yaparak ne kadar etkili bir öncü gösterge olduğunu göstermiştir (<http://www.balticexchange.com>, 29.12.2014).

4. ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Endeksi'nin Altın Fiyatlarıyla İlişkisi

Literatür incelemesinde global altın fiyatlarını etkileyen dinamikler olarak ABD ekonomisine ait makro ekonomik göstergeler, döviz kurları, ham petrol fiyatları ile önemli borsa endeksleri getiri oranları gibi çeşitli değişkenlerin kullanıldığı görülmüştür (Shafiee, Topal, 2010). Ancak altın fiyatlarını açıklayıcı değişken olarak *ABD Ulusal*

Borç Stoku ve Baltık Endeksi (BDI) 'nin birlikte kullanıldığı herhangi bir çalışmaya rastlanmazken Baltık Endeksi ile global altın fiyatlarını ilişkilendiren “Küresel Altın Fiyatlarıyla ABD Ek Beslenme Yardımı Harcamaları ve Baltık Kuru Yük Endeksi Arasındaki Etkileşim” (Saraç ve diğ., 2015) isimli bir çalışma bulunmaktadır.

Literatürde yapılan çalışmalara göz atıldığında ayrıca *BDI*'nin tahminci olarak kullanılıp global hisse senedi piyasaları ile emtia endeks getirileri ve küresel reel sektör büyümesinin tahmin edilebilirliği üzerine bir çalışmanın mevcut olduğu görülmektedir. Bakshi, Panayotov ve Skoulakis (2011) tarafından yapılan bu çalışmada *Regresyon*, *ARCH*, *GARCH*, *IGARCH* ve *ARMAX* modelleme teknikleri kullanılarak *BDI* büyüme oranının birçok hisse senedi piyasasının gidişatını öngörme kabiliyetine sahip olduğu kanıtlanmıştır.

Literatür araştırmasında bu çalışmanın konusuna en yakın çalışmalardan biri olarak Baur ve Löffler (2013) tarafından yapılan çalışmada borsa getirilerini tahmin etmek için yeni belirleyici değişkenler olarak altın talebi ve *BDI* önerilmektedir. Analizler sonucunda Baltık Endeksi'nin 3 ay gecikmeli değişim miktarının borsa getirileri üzerinde pek bir etkiye sahip olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Risk primi için bir öncü gösterge olarak altın sikke ve külçe altın talebinin tahmin gücünün araştırıldığı bu çalışmada analiz sonucu altının güvenli liman özelliği ile uyumlu olarak altın talebinin hisse senetlerinin gelecekteki getirileri ile pozitif ilişkili olduğu ve temettü getirisi ile diğer değişkenlerin tahmin gücünü arttırdığını ortaya koymaktadır. Bu sonuçların hem ABD ve hem de ABD dışı piyasalarda geçerli olduğu ve altı aylık bir zaman dilimi için yüksek öngörülebilirlik sağladığı bulunmuştur (Baur, Löffler, 2013).

Altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku etkileşimi üzerine literatürde bir çalışmaya rastlanmamakla beraber ABD Ulusal Borç Stoku ile küresel borç ve ekonomi ilişkisi üzerine aşağıda sıralanan alıntılar öne çıkmaktadır.

Ekonomik ve finansal açıdan altın fiyatındaki hareketler ilginç ve önemlidir. Genellikle altına yatırımın tarihsel olarak yükselen enflasyon ve/veya siyasi riske dair korkular ile ilişkili olduğu ileri sürülmektedir. Ancak finansal piyasalar bu tür korkular ile ilişkili klasik belirtiler göstermezler. ABD yıllık enflasyon oranı %3 dolaylarındayken ABD tahvil piyasaları, % 5'in altındaki oranlarla 35 yılın en düşük uzun vadeli faiz oranlarını sergilemektedir. Bu görünür paradoksun altında yatan etken ABD'nin borç içinde

olduğudur ve bu durum dolarda önemli bir değer kaybı yaşanabileceğine dair oldukça iyi bir neden sunmaktadır (Levin ve diğ., 2006: 8).

Baltık ülkeleri enerji sektör endeksi için en önemli göstergeler kamu borcu ve altın fiyatıdır. İlk faktör yani kamu borcunun etkisi negatif ve çok nettir, çünkü Baltık ülkelerinde en büyük yatırım özellikle enerji alanına yapılmaktadır ve büyüyen kamu borcu bu yatırımları sınırlamaktadır (Rudzki, Valkavičienė, 2014: 15).

2008 yılından bu yana, global kamu borcu global GSMH'nin % 55'inden global GSMH'nin % 69'una yükselmiştir. Amerikan borcundaki büyümenin tam olarak anlaşılabilmesi için; 2010 yılında tüm dünya borcunun 158 trilyon \$ olduğu ve bir önceki yıla göre 5.5 trilyon \$ tutarında bir artış gerçekleştiği, borçlardaki bu artışın % 80'inin kamu borcu olup bunun da genel manada kamu borcu oranını % 12 arttırdığı, 4.4 trilyon \$ küresel kamu borcunun 1.29 trilyon \$ veya % 29'unun Amerikan borcu olduğu bir gerçektir (Imel, 2012: 5).

5. Veri Seti ve Ekonometrik Çalışma

Bu çalışmada; ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Kuru Yük Endeksinin global altın fiyatları üzerinde etkili olup olmadığı *ARDL* eşbütünleşme modeliyle ve *Toda-Yamamoto (1995)* Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir.

Öncelikle 1988 ile 2012 yılları arasındaki dönem için ABD St. Louis Federal Merkez Bankası'na ait *FRED* finansal veri tabanından sağlanan global altın fiyatları ile *ABD Ulusal Borç Stoku* ve Baltık Borsası'ndan elde edilen Baltık Endeksi *BDI* verileriyle her yıl için Aralık ayı yıl sonu değerleri alınacak şekilde 25 yıllık gözlem değerlerini içeren bir veri seti oluşturulmuştur. Veri seti için bu dönemin seçilmesinin nedeni, ekonometrik modelin bağımlı değişkeni olan global altın fiyatlarının 2000 yılı öncesi yatay seyrettiği 12 yıl ve 2001 yılı ile başlayan uzun dönemli çıkış hareketinin sergilendiği ikinci 12 yıllık dönem olmak üzere toplam 25 yıllık sürenin global altın fiyatları açısından önemli olmasıdır. Global anlamda önemli siyasi, ekonomik ve jeopolitik gelişmelerin yaşandığı bu dönem finansal verilerin ekonometrik analizi ve gerekli doğrulama testlerinin yapılmasına uygun görülmüştür. Çalışmada *E-views* 8.0, *WinRats* 8.0 ve *Microfit* 5.1 yazılımları kullanılmıştır.

Literatürde global altın fiyatlarına etki eden dinamiklerin araştırıldığı çalışmalarda altın fiyatını açıklayıcı değişkenler olarak gümüş, platin ve paladyum gibi değerli metal

fiyatları ile ABD enflasyon oranları, petrol ve doğalgaz fiyatları, çeşitli vadelere ait ABD hazine bonusu faiz oranları ve SveP 500, Dow Jones, Nasdaq, Nikkei gibi dünyanın en büyük borsalarının endeks değerleri kullanılırken çalışmamızda bu faktörlerin hiçbiri ele alınmamıştır. Bunun temel sebebi altın fiyatlarını etkilediğine inanılan yeni faktörlerin literatüre kazandırılması ve finans dünyasına altın fiyatlarını açıklayan yeni bir denklem sunulması arzusudur.

Çalışmadaki modelin bağımlı değişkeni küresel altın fiyatı ve açıklayıcı değişkenleri *ABD Ulusal Borç Stoku ile BDI* değişkenleri arasındaki ilişkiyi tanımlayan hipotezler aşağıdaki şekilde öngörülmektedir. Genel bir kanı olarak dünya piyasaları, Amerikan ekonomisindeki eğilim ve gelişmelerden çok ciddi bir şekilde etkilenmektedir. Bu eksende düşünüldüğünde *ABD Ulusal Borç Stoku* 'nun artması Amerikan ekonomisinde işlerin yolunda gitmediğinin, ve Amerikan ekonomisinin kötüye gitmesi ise küresel ekonominin de durgunluğa veya daralmaya gideceğinin habercisi olarak algılanacaktır. Böyle olması halinde ise genellikle en güvenilir yatırım aracı olarak altına talep artacak ve sonuç dolaylı da olsa dünya altın fiyatlarının yükselişi ile son bulacaktır. Diğer yandan son dönemde global finansal gelişmelerin önemli bir göstergesi olan *BDI*'nin yükselmesi de ekonominin canlanmakta olduğunun işareti olarak algılanacak ve bu da bollaşan likidite nedeniyle atıl fonların altına yönelmesi sonucunda global altın fiyatlarında yükselişe neden olabilecektir.

Hipotezleri kısaca şu şekilde formüle etmek mümkündür:

H₀: Küresel altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku arasında bir ilişki yoktur.

H₁: ABD Ulusal Borç Stokunun artmasıyla küresel altın fiyatları da artmaktadır.

Çalışmanın temel matematiksel modeli aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\log ALTIN_t = a_0 + a_1 \log BORC_t + a_2 \log BDI_t + e_t \quad (1)$$

Çalışmada istatistiksel analiz yöntemleri olarak literatür incelemesinde yaygın olarak kullanıldığı görülen testler tercih edilmiş, ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Kuru Yük Endeksi değişkenlerinin, global altın fiyatlarına etkisinin araştırılması için sırasıyla, Lee-Strazicich tek kırılmalı LM birim kök ve eşbütünleşme testleri yapılarak *ARDL* (*Autoregressive Distributed Lag Model – Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Model*)

yaklaşımı ile kısa ve uzun dönemli model oluşturulmuştur. Elde edilen ekonometri modeli global altın fiyatını etkileyen dinamiklerin etkileme derecelerini yön ve sayısal büyüklük göstermektedir.

Seviyelerinde durağan olmadığı tespit edilen en az iki serinin durağan bir bileşimi olduğunu ifade eden eşbütünleşme kavramını test etmek amacıyla literatürde sıklıkla *Engle-Granger*, *Johansen* gibi testler kullanılmaktadır. Bu eşbütünleşme testlerinde, aralarındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenen serilerin aynı mertebeden durağan olmaları varsayımı bulunmaktadır. Bu ön koşul, Pesaran ve Pesaran (1997) ve Pesaran vd. (2001) tarafından literatüre kazandırılan eşbütünleşme analizine sınır testi yaklaşımı ile bir zorunluluk olmaktan çıkmıştır (Eriçok, Yılcı, 2013). Bu çalışmada, Pesaran ve Pesaran (1997) ile Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından literatüre kazandırılmış olan eşbütünleşme analizine sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu testin en önemli özelliği modelde yer alan değişkenlerin durağan olduklarına bakılmadan uygulanması mümkündür. Bu nedenle sınır testini uygulamadan önce birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlık derecelerini belirlemek zorunlu değildir. Ancak bu testin uygulanabilmesi için değişkenlerin durağanlık düzeylerinin farklı olması gerekmekte ve kritik değerler tablosu modelde ki değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olma koşuluna göre oluşturulduğu için serilerin $I(2)$ olma ihtimaline karşı durağanlıklarının test edilmesi gerekmektedir (Yılcı, 2012).

Ayrıca *ARDL* yaklaşımında kullanılan kısıtsız hata düzeltme modeli, *Engle-Granger* testine göre daha iyi istatistiksel özelliklere sahiptir ve sınır testi küçük örneklerde *Johansen* ve *Engle-Granger* testlerine göre daha güvenilir sonuçlar vermektedir (Narayan, Narayan, 2005).

ARDL sınır testi yaklaşımı temel olarak 3 aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı sınanmakta ve eşbütünleşme ilişkisinin var olması koşulu ile ikinci ve üçüncü adımlarda uzun ve kısa dönem ilişkileri elde edilmektedir (Narayan, Smyth, 2006).

Modeli oluşturan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi sınır testiyle analiz etmek için kullanılan kısıtsız hata düzeltme modeline ait denklemin çalışmamıza uyarlanmış hali aşağıdadır:

$$\begin{aligned}
\Delta \log ALTIN_t = & a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta \log ALTIN_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta \log BORC_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta \log BDI_{t-i} + a_4 \log ALTIN_{t-1} + a_5 \log BORC_{t-1} \\
& + a_6 \log BDI_{t-1} + e_t
\end{aligned} \quad (2)$$

Model 2’de yer alan Δ birinci dereceden farkları, m ise gecikme uzunluğunu göstermektedir.

2003 yılında Bahmani-Oskooee ve Goswami tarafından yapılan çalışmada sınır testinde kullanılan F testinin, gecikme uzunluğuna karşı duyarlı olduğu ortaya koyulduğu için eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla öncelikle Model 2’de kullanılan farkı alınmış değişkenlerin gecikme uzunluğunu gösteren m değerine karar verilmesi için literatürdeki Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterleri kullanılarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Daha sonra ilgili değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotez Model 2’de yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin düzey değerlerinin bir dönem gecikmeli değerlerinin anlamlılığının sınanmasıyla test edilmektedir. Test edilen temel hipotezin çalışmaya uyarlanmış hali aşağıdadır:

$$H_0: a_4 = a_5 = a_6 = 0 \quad (3)$$

H_0 hipotezini test etmek amacıyla kullanılan standart F istatistiği, modele dahil edilen değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olup olmasına, değişken sayısına, modelin sabit terim veya trend içerip içermemesine ve örnek boyutuna bağlı olarak standart olmayan bir dağılıma sahiptir (Narayan, Narayan, 2005).

Bu nedenle ilgili kritik değerler Pesaran vd. (2001) tarafından tablo haline getirilmiştir. Küçük örnekler için kullanılacak kritik değerlere ise Narayan ve Narayan’ın 2005 yılında yaptığı çalışmadan ulaşılabilir. Bu çalışmalar dışında uygun kritik değerler örnek büyüklüğüne bağlı olarak Turner (2006) tarafından yapılan çalışmada yer alan tahmin edilmiş yüzey tepki değerleri sayesinde de elde edilebilmektedir. Turner’in (2006) çalışmasından faydalanarak, örnek büyüklüğüne göre uygun kritik değerleri aşağıda 4 nolu denklemdeki şekilde hesaplamak mümkündür:

$$C_i(p) = \beta_0 + \frac{\beta_1}{T} + \frac{\beta_2}{T^2} \quad (4)$$

Bu denklemde T örnek büyüklüğü, β_0 asimptotik kritik değer, β_1 ile β_2 yüzey tepki katsayılarını simgelemektedir ve $C_i(p)$ ise % p kantil için yüzey tepki kritik değeridir.

Yukarıda referans olarak verilen çalışmalarda kritik değerler için sınırlar verilirken değişkenlerin bütünüyle $I(0)$ veya $I(1)$ olmaları temel alınmıştır. Hesaplanan F istatistiği bu iki sınırın dışında kalıyorsa değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığına dair bir çıkarımda bulunulabilir. Yani eğer hesaplanan F istatistiği kritik değerlerin üst sınırından daha büyükse, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotez reddedilmekte yani eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucu elde edilmektedir. Ancak F istatistik değeri kritik değerlerin alt sınırından daha küçük olduğunda ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını varsayan temel hipotez kabul edilmektedir. Diğer taraftan F istatistiği iki sınırın arasındaysa sınır testine göre değişkenler arasındaki eşbütünleşmenin varlığına dair bir yorum yapılamayarak değişkenlerin durağanlık seviyelerini dikkate alan diğer eşbütünleşme yöntemlerine başvurulması tavsiye edilmektedir (Yılancı, 2012).

Değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilirse, ARDL sınır testi metodunun ikinci aşamasında, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin analizi için gecikme uzunluğunun tespiti gerekmektedir. Gecikme uzunluğu daha önce bahsi geçen Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterleri ile tespit edilerek uzun dönem için ARDL (gecikmesi dağıtılmış otoregresif) modelinin oluşturulması gereklidir. Çalışmamızda yararlanılan uzun dönem ARDL modeli aşağıda gösterilmektedir:

$$\begin{aligned} \log \text{ALTIN}_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \log \text{ALTIN}_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{2i} \log \text{BORC}_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^p a_{3i} \log \text{BDI}_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (5)$$

Bu modelde yer alan parametrelerden faydalanılarak Bardsen'in (1989) kullandığı yöntemle uzun dönem katsayıları aşağıdaki formülle elde edilebilmektedir:

$$\phi = \frac{\sum_{i=0}^n a_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^m a_{1i}} \quad (6)$$

Bu formülün pay kısmında, uzun dönem ARDL modelinde yer alan bağımsız değişkenlerin katsayıları yer alırken, payda kısmında ise bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının 1'den farkı yer almaktadır. Bu formülle elde edilen uzun dönem katsayılarının standart hataları ise delta yöntemi (Greene, 2003) kullanılarak elde edilmektedir (Çağlayan, 2006). Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki ise ARDL'ye dayanan hata düzeltme modeliyle elde edilebilir (Eriçok, Yılcı, 2013).

$$\log ALTIN_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \log ALTIN_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{2i} \log BORC_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{3i} \log BDI_{t-i} + \beta HDT_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Model 7'de *HDT* ile gösterilen değişken hata düzeltme terimi olup bu değişkenin katsayısının işaret ve büyüklüğüne göre farklı yorumlarda bulunmak mümkündür. Bu katsayının 0 ile -1 arasında olması halinde uzun dönem denge değerine düzenli bir şekilde yaklaşma söz konusudur. *HDT*'nin -1 ile -2 değerleri arasında yer alması hata düzeltme sürecinin uzun dönem denge değerleri etrafında azalan dalgalanmalar göstererek, dengeye ulaşıldığını gösterir iken bu değer pozitif veya -2'den küçük olması ise, dengeden uzaklaşıldığını gösterir (Alam, Quazi, 2003).

6. Ampirik Bulgular

İlk olarak serilerin durağanlığı *Lee-Strazicich* (Lee, Strazicich, 2004) *Tek Kırılmalı Birim Kök Testi*yle incelenmiş olup, elde edilen test sonuçları aşağıda Tablo 1'de gösterilmiştir:

Tablo 1. *Lee-Strazicich* Tek Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzyey Değerler	Birinci Farklar	Sonuç
$\log ALTIN$	-2.9880 (0)	-5.1383* (1)	I(1)
$\log BORC$	-3.1803 (1)	-5.7013* (1)	I(1)
$\log BDI$	-5.4922* (0)	-7.5536 (2)	I(0)

Not: Parantez içerisindeki değerler uygun gecikme uzunluğunu ve * ise % 1 anlam düzeyinde durağanlığı göstermektedir.

Tablo 1’de görüldüğü gibi birim kök testi yapılan serilerden, Baltık kuru yük taşımacılık endeksinin düzeyde durağan ve global altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku serilerinin ise düzeyde birim köke sahip, birinci derecelerde ise durağan olduğu tespit edilmiştir. Yani altın ile ABD Ulusal Borç Stokunun $I(1)$ ve Baltık serisinin ise $I(0)$ olduğu görülmektedir.

Çalışmanın bir sonraki aşamasında, sınır testi yaklaşımının ilk adımı olarak gecikme uzunluğuna karar verebilmek amacıyla en büyük gecikme uzunluğu olarak 2 seçilmiş ve *Akaike* bilgi kriteri kullanılarak (2) numaralı model için *ARDL* (autoregressive distributed lags; gecikmesi dağıtılmış otoregresif) modeli uygun gecikme uzunluğu 1 olarak elde edilmiştir.

$H_0: a_4 = a_5 = a_6 = 0$ hipotezini sınamak için hesaplanan F test istatistik değeri ile bu değerin karşılaştırılacağı simülasyon ile elde edilmiş olan alt ve üst sınır kritik değerleri Tablo 2’de görüldüğü gibidir.

Tablo 2. ARDL Sınır Testi Sonuçları

F	Kritik Değerler (%5)		Kritik Değerler (%10)	
	Alt	Üst	Alt	Üst
	Sınır	Sınır	Sınır	Sınır
5.3204	4.4533	5.6494	3.5184	4.6643

Tablo 2 *ARDL* Sınır Testi sonuçlarında görüldüğü gibi hesaplanan F istatistiği (5,3204) %10 anlamlılık düzeyindeki üst sınır değerden (4,6643) daha büyük olduğu için değişkenler arasında ilişki olmadığını gösteren temel hipotez reddedilir, yani seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu kabul edilir.

Bu sonuç yani eşbütünleşme ilişkisinin varlığı global altın fiyatları ile incelenen değişkenler; ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık kuru yük taşımacılık endeksi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca diagnostik test sonuçlarında LM otokorelasyon testi olasılık değeri (0.527) % 10’dan büyük olduğu için otokorelasyon bulunmadığı tespit edilmiştir.

İkinci aşamada global altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Endeksi arasındaki uzun dönem ilişkisinin analizi için *ARDL* (Autoregressive Distribution Lag; gecikmesi dağıtılmış otoregresif) uzun dönem modeli kurulacaktır. Bu aşamada, veri

seti yıllık olduğundan Narayan ve Smyth (2006) örnek alınarak maksimum gecikme uzunluğu 2 alınmış ve uygun gecikme uzunluğunu seçmek amacıyla *Akaike* bilgi kriterinden yararlanılarak ARDL(1,0,1) modeli uygun model olarak seçilmiştir. Hesaplanan uzun dönem katsayıları aşağıda Tablo 3'te görülmektedir.

Tablo 3. ARDL Modeli Uzun Dönem Katsayıları

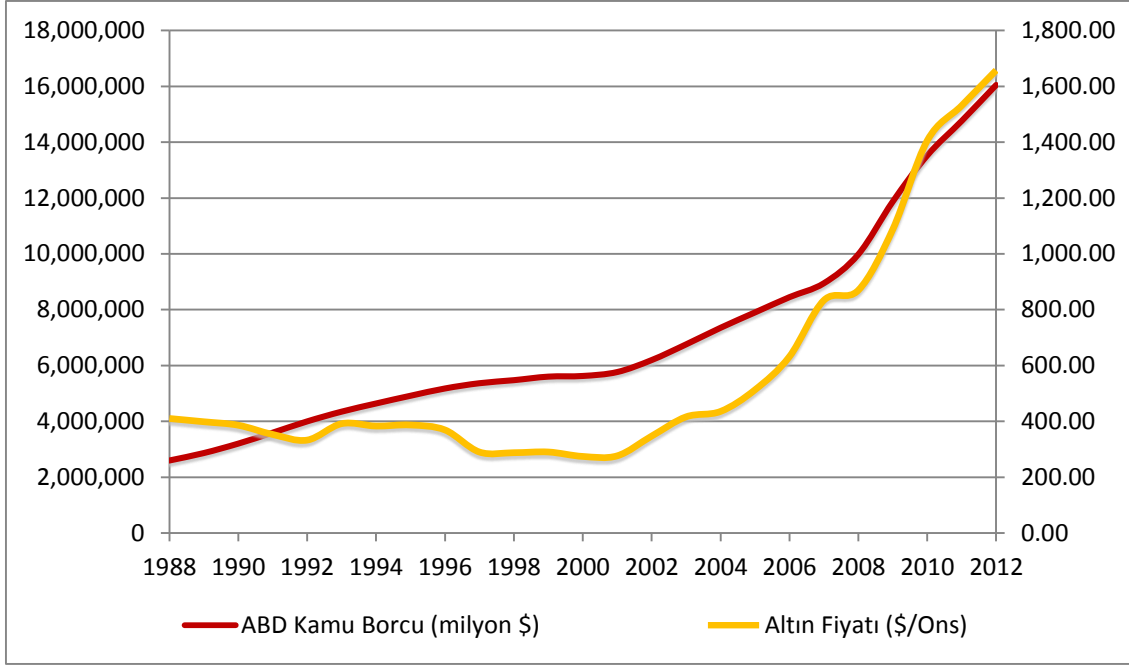
Değişkenler	Katsayılar	T İstatistiği	Olasılık
Sabit*	-21.9562	-2.6919	0.015
<i>BORC</i> *	1.5968	3.7738	0.001
<i>BDI</i>	0.36953	1.2406	0.231

Tablo 3 incelendiğinde uzun dönem katsayılarının ABD Ulusal Borç Stoku ve sabit terimi için anlamlı, fakat Baltık Endeksi için istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir.

Tablo 4. ARDL Modeli Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayılar	T İstatistiği	Olasılık
Δ <i>BORC</i> **	1.7050	2.4230	0.026
Δ <i>BDI</i> *	0.067509	2.0322	0.056
<i>HDT</i> _{t-1} *	-0.18269	-2.0325	0.056

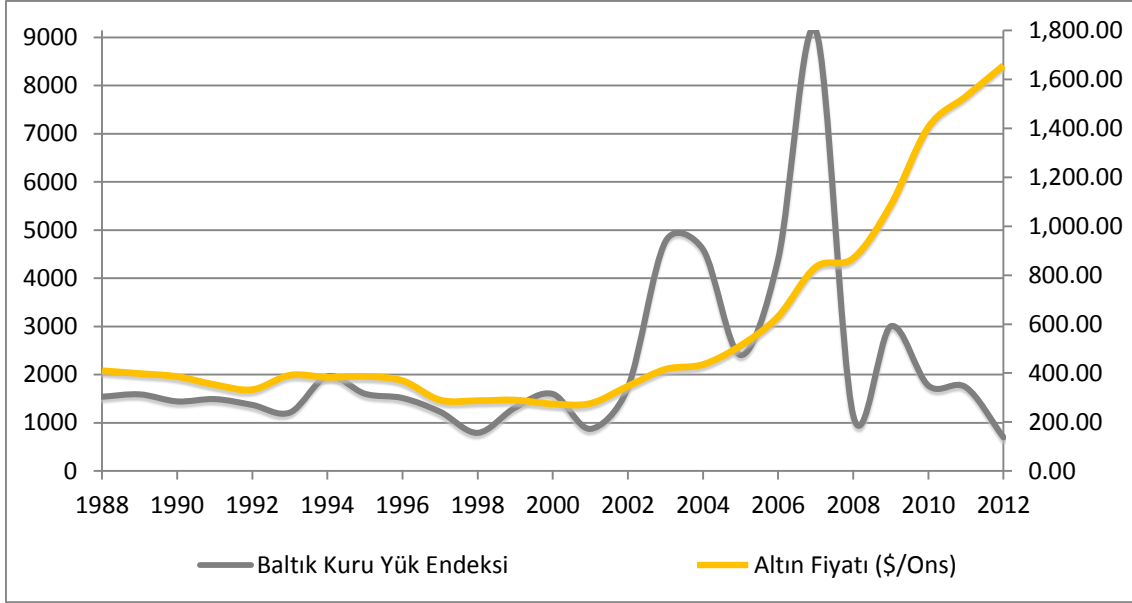
Global altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Endeksi arasındaki kısa dönem ilişkisini incelemek için hata düzeltme modeline dayanan ARDL modeli tahmin sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır. Bu sonuçlara göre kısa dönem ARDL model tahminlerine göre ABD Ulusal Borç Stokunun % 5 ve Baltık kuru yük taşımacılık endeksi ile hata düzeltme terimi düzey değerinin % 10 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir.



Şekil 1. Yıllara Göre ABD Kamu Borcu Ve Altın Fiyatları (1988-2012)

Elde edilen bu sonuçlar, global altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku arasında hem uzun hem de kısa dönemli bir ilişki olduğunu, altın fiyatları ile Baltık kuru yük taşımacılık endeksi arasında ise sadece kısa dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Sonuçlar, ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Endeksi'nin kısa dönemde global altın fiyatlarını doğru orantılı olarak etkilediğini göstermektedir. Daha açık bir ifadeyle ABD Ulusal Borç Stokunda meydana gelen % 1'lik bir artış ise kısa dönemde global altın fiyatlarında % 1.70'lik bir yükseliş ve Baltık Endeksi'nde oluşan % 1'lik bir artış ise kısa dönemde altın fiyatlarında % 0.0675'lik bir artış meydana getirecektir. Şekil 1'de görülen ABD Kamu Borcu-Altın Fiyatları grafiği bulunan ampirik bulguları doğrulamaktadır.

Ancak ABD Ulusal Borç Stokunun global altın fiyatları üzerinde uzun dönemde etkisi varken, Baltık Endeksi'nin global altın fiyatları üzerindeki etkisi kısa dönemde geçerlidir, uzun dönemde bu etki kaybolmaktadır çünkü uzun dönemdeki etkisi anlamsız olarak bulunmuştur. Şekil 2'de görülen Baltık Endeksi-Altın Fiyatları grafiği elde edilen bu ampirik bulguları doğrular niteliktedir.



Şekil 2. Yıllara Göre Baltık Endeksi Ve Altın Fiyatları (1988-2012)

Tablo 4’deki sonuçlar incelendiğinde, $-0,18269$ olarak hesaplanan hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Katsayı değerinin 0 ile -1 arasında olması modeldeki hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını göstermektedir. Hata düzeltme terimine ait katsayının büyüklüğü uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızını ifade ettiği için modelin katsayısı olan $-0,18269$, bir şokun ilk yılda yaklaşık yüzde 18 gibi bir hızla dengeye yaklaştığını göstermektedir. Yani uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerlerine yakınsamaktadır. Diğer bir deyişle hata düzeltme sürecinin düzenli bir hareketle dengeye yaklaştığını yani bir dönem içerisinde sapmaların % 18’lik kısmının düzeldiği ve sistemin $1/0,18269 = 5,47$ dönem sonra dengeye geleceğini göstermektedir. Bu durum, yapılan uzun dönem analizlerinin güvenilir olduğuna da bir kanıt oluşturmaktadır.

Literatürde Granger (1980) ile Miller ve Russek’e (1990) göre hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğunda, açıklayıcı değişkenden açıklanan değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebilmektedir (Göçer, Hepkarşı, 2013). Buna göre, çalışmamızın hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu için, ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Endeksi değişkenlerinden global altın fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebilir.

Ayrıca *ARDL* analizi sonrasında değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin yönünü belirleyebilmek amacıyla *Toda-Yamamoto* (1995) *Granger* nedensellik testi yapılmıştır.

Tablo 5. *Toda-Yamamoto Granger* Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme Uzunluğu: *VAR*(2) $k = 1$, $d_{\max} = 1$

Hipotez	<i>TodaYamamoto</i> İstatistiği (χ^2)	Olasılık Değeri	Nedensellik
BDI→ALTIN	1.240297	0.5379	RET
BORC→ALTIN	3.793328	0.1501	RET
ALTIN→BDI	6.440269	0.0399*	KABUL
BORC→BDI	3.433532	0.1796	RET
ALTIN→BORC	6.335579	0.0421*	KABUL
BDI→BORC	11.39168	0.0034*	KABUL

Notlar: * %5 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. k (uygun gecikme değeri) *Schwarz* bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Değişkenler azami $I(1)$ oldukları için $d_{\max}=1$ olarak alınmıştır.

Tablo 5'te sunulan *Toda-Yamamoto Granger* nedensellik testi sonuçlarında görüldüğü üzere Baltık Endeksinin global altın fiyatları üzerinde *Granger* nedenselliğinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi, ilgili hipoteze ilişkin olasılık (p) değeri %10'dan (0,5379) büyük olduğu için kabul edilmektedir. Yine ABD Ulusal Borç Stokunun global altın fiyatlarına yönelik *Granger* nedenselliğinin testinde de söz konusu p değeri 0,1501 olduğu ve bu da %10'dan büyük olduğu için sıfır hipotezi ret edilememektedir yani Baltık Endeksinden global altın fiyatlarına ve ABD Ulusal Borç Stokundan global altın fiyatlarına doğru bir *Granger* nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Diğer taraftan global altın fiyatlarından Baltık Endeksi (p değeri: 0,0399) ile ABD Ulusal Borç Stokuna (p değeri: 0,0421) ve Baltık Endeksinden ABD Ulusal Borç Stokuna (p değeri: 0,0034) doğru %5 düzeyinde *Granger* nedenselliği görülmektedir. Ayrıca, ABD Ulusal Borç Stokunun Baltık Endeksi üzerinde *Granger* nedenselliğinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi, ilgili hipoteze ait olasılık (p) değeri 0,1796 değeri ile %10'dan büyük olduğu için kabul edilmektedir yani ABD Borç Stokundan Baltık Endeksine doğru bir *Granger* nedenselliği bulunmamaktadır.

Sonuç olarak Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi sonuçlarına göre global altın fiyatlarından Baltık kuru yük taşımacılık endeksine, altından ABD Ulusal Borç Stokuna ve yine Baltık kuru yük taşımacılık endeksinden ABD Ulusal Borç Stokuna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Granger (1980) ile Miller ve Russek'e (1990) göre hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğunda, açıklayıcı değişkenden açıklanan değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebilmektedir (Göçer, Hepkarşı, 2013: 79). Kısa Dönem ARDL Modeline göre, bu çalışmanın hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu için, Baltık Endeksi ve ABD Ulusal Borç Stoku değişkenlerinden global altın fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğu söylenebileceği halde Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi sonuçlarında ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık endeksinden global altın fiyatlarına doğru bir Granger nedensellik ilişkisi bulunamamasına yol açan etkenin yıllık veri seti ile uygulama yapılmasından kaynaklanabileceği düşünülmektedir.

7. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmayla global altın fiyatları ile ABD Ulusal Borç Stoku ve Baltık Endeksi arasındaki ilişki ekonometrik bir modelle analiz edilmiştir. *ARDL* sınır testi yaklaşımı metodu ile yapılan eşbütünleşme analizi sonucunda global altın fiyatlarının, kısa vadede hem ABD Ulusal Borç Stoku ve hem de Baltık Endeksinden etkilendiği, uzun vadede ise sadece ABD Ulusal Borç Stokundan etkilendiği tespit edilmiştir. Buna göre ABD borç stokunun artış göstermesi bu ülkede ekonominin kötüleşme eğiliminin arttığı şeklinde yorumlanırsa, ABD'nin ekonomik durumunun kötüye gitmesinin, global altın fiyatlarını artıracığı öngörülebilir.

Amerikan ekonomisi ve finansal piyasalarının dünyayı ciddi şekilde etkilediği inkâr edilemez bir gerçektir. Amerika'nın en ufak bir ekonomik ya da siyasi hareketinin dünyanın geri kalanını alarma geçirmesi sürekli müşahede edilen ve beklenen bir durumdur. Bu nedenle çalışmanın ana fikri, ABD'de ekonominin kötüye gitmesi ve devletin borçlanmaya devam etmesi ile altın fiyatları arasında ciddi bir ilişki olduğu kabulüne dayanmaktadır. Yani ABD'de devlet borç aldıkça ve devletin borç yükü sürekli olarak arttıkça güvenli liman altına yöneliş ve dolayısıyla altın fiyatlarının

artacağı düşünülmektedir. Çalışmada elde edilen ampirik bulgular da bu hipotezi istatistiksel kanıtlarla doğrulamaktadır.

Diğer taraftan ekonomik canlılığı temsil eden Baltık kuru yük taşımacılığı endeksi ile altın fiyatları arasındaki ilişki anlamlı olsa da çok zayıftır. Bu ilişkinin doğru orantılı olması ilk bakışta teoriye ve genel yatırımcı davranışına ters gibi görünebilir, zira çalışmanın bulguları ekonomik canlılık arttıkça altın fiyatının artması anlamına gelmektedir. Normalde altın genel olarak ekonomik durgunlukta tercih edilen bir yatırım aracı olarak görüldüğü için fiyatının da ancak böylesi zamanlarda artması, aksi durumda yani ekonomik canlılık dönemlerinde talep az olacağı için düşmesi beklenir. Ancak buradaki durum, ekonominin canlandığı dönemlerde bollaşan likiditenin kısa vadede altına yöneldiği ve bu nedenle fiyatların arttığı şeklinde açıklanabilir. Nitekim bu eğilim uzun dönemde kaybolmaktadır.

Ayrıca modelde 0 ile -1 değerleri arasında bulunan hata düzeltme terimi, hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını ve hata düzeltme sürecinin düzenli bir hareketle dengeye yaklaştığını yani denge değerinde meydana gelen sapmaların uzun dönemde düzelme eğiliminde olduğunu göstermektedir.

Çalışmada elde edilen sonuçlar özellikle ABD Ulusal Borç Stokunun global altın fiyatları üzerinde uzun ve kısa dönemde oldukça ciddi bir etkiye sahip olduğunu, Baltık kuru yük taşımacılık endeksinin ise sadece kısa dönemde ve çok cüzi olarak global altın fiyatlarına etki ettiğini göstermektedir.

Dünya literatürüne bakıldığında global altın fiyatlarına etki eden dinamiklerin araştırıldığı çalışmalarda altın fiyatını açıklayıcı değişkenler olarak gümüş, platin ve paladyum gibi değerli metal fiyatları ile ABD enflasyon oranları, petrol ve doğalgaz fiyatları, çeşitli vadelere ait ABD hazine bonusu faiz oranları ve SP500, Dow Jones, Nasdaq, Nikkei gibi dünyanın en büyük borsalarının endeks değerleri kullanılırken bu çalışmada bu faktörlerin hiçbiri ele alınmamıştır. Bunun temel sebebi altın fiyatlarını etkilediğine inanılan yeni faktörlerin literatüre kazandırılması ve finans dünyasına altın fiyatlarını açıklayan yeni bir denklem sunulması arzusudur.

Nitekim çalışmada elde edilen bulgular daha önceki literatür bulguları ile kıyaslandığında literatürde global altın fiyatları ile Baltık Endeksi'ni ilişkilendiren bir çalışma (Saraç ve diğ., 2015) olmasına rağmen altın fiyatları ve ABD borç stoku

arasında ilişki kuran hiçbir çalışma olmadığı ve yine bu makalede sunulan çalışmanın sonuçları ile literatür arasında herhangi bir uyumsuzluk bulunmadığı bilakis çalışmanın literatüre yeni ve ciddi bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

ABD St. Louis Federal Merkez Bankası FRED Finansal Veri Tabanı (2015). (research.stlouisfed.org/fred2/), (02.01.2015).

Aksoy, M. ve Topçu, N. (2013). Altın İle Hisse Senedi ve Enflasyon Arasındaki İlişki, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 27(1), ss. 59-79.

Alam, I., Quazi, R. (2003). Determinants Of Capital Flight An Econometric Case Study Of Bangladesh, International Review of Applied Economics, 17(1), pp. 85-103.

Bahmani-Oskooee, M. M., Goswami, G. G. (2003). A Disaggregated Approach To Test The J-Curve Phenomenon: Japan Versus Her Major Trading Partners, Journal of Economics and Finance, 27(1), pp. 102-113.

Bakshi, G., Panayotov, G., Skoulakis, G. (2011). The Baltic Dry Index As a Predictor Of Global Stock Returns, Commodity Returns, and Global Economic Activity, Working Paper University of Maryland.

Baltic Exchange, (www.balticexchange.com), (29.12.2014).

Bardsen, G. (1989). Estimation Of Long Run Coefficients In Error Correction Models, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 51(3), pp. 345-350.

Baur, D., McDermott, T. K. (2010). Is Gold A Safe Haven? International Evidence, Journal of Banking and Finance, (34), pp. 1886-1898.

Baur, D, Löffler, G. (2013). Predicting The Equity Premium With The Demand For Gold Coins and Bars, FIRN Research Paper, pp. 1-10.

Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, Faiz Oranı Ve Büyümenin Yurtiçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri, Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 21(1), ss. 423-438.

Dunis, C. L., Nathani, A. (2007). Quantitative Trading Of Gold And Silver Using Nonlinear Models, Neural Network World, 17, pp. 93-112.

Eriçok, R. E., Yılandı, V. (2013). Eğitim Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi, 8(1), ss. 87-101.

Göçer, İ. ve N. Hepkarşı (2013). İhracat-Büyüme İlişkisi: Yapısal Kırımlı Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi, 1(4), ss. 57-87.

Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*, 5th Edition, USA: Prentice Hall. Imel,

P.W. (2012). *The American Debt Crisis and the Effect on World Capital Markets*, Research Report, Liberty University.

Ismail, Z.,Yahya, A., Shabri, A. (2009). Forecasting Gold Prices Using Multiple Linear Regression Method, *American Journal of Applied Sciences*, 6(8), pp.1509- 1514.

Lee, J.ve Strazicich, M.C. (2004). Minimum LM Unit Root Test With One Structural Break, *Appalachian State University Working Paper*, 0417, pp. 1-15.

Levin, E.J., Montagnoli, A. ve R.E. Wright (2006). *Short-Run And Long-Run Determinants Of The Price Of Gold*, Project Report for World Gold Council, University of Strathclyde.

Narayan, S., Narayan, P. K. (2005). *Estimating Income And Price Elasticities Of Imports For Fiji In A Cointegration Framework*, Monash University Department of Economics Discussion Papers, pp. 1-29.

Narayan, P. K., Smyth, R. (2006). *What Determines Migration Flows From Low-Income To High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001*, *Contemporary Economic Policy*, 24(2), pp.332-342.

Pesaran, M.H, Shin, Y., Smith, R.J. (2001). *Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships*, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.

Pesaran, M.H., Pesaran, B. (1997). *Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press.

Rudzkis, R., Valkavičienė, R. (2014). *Econometric Models Of The Impact Of Macroeconomic Processes On The Stock Market In The Baltic Countries, Technological and Economic Development of Economy*, 20(4), pp. 783-800.

Saraç, M., Zeren, F. (2014). Is Gold Investment An Effective Hedge Against Inflation And US Dollar? Evidence From Turkey, *Journal of Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 48(4), pp. 669-679.

Saraç, M., Zeren, F., Başar, R., (2015). Küresel Altın Fiyatlarıyla ABD Ek Beslenme Yardımı Harcamaları ve Baltık Kuru Yük Endeksi Arasındaki Etkileşim, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, Nisan 2015, ss.12-20.

Shafiee, S., Topal, E. (2010). An Overview Of Global Gold Market and Gold Price Forecasting, *Resources Policy*, (35), pp. 178-189.

Toda, H.Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference In Vector Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, (66), pp. 225-250.

Turner, P. (2006). Response Surfaces For An F-Test For Cointegration, *Applied Economics Letters*, 13, p. 479-482.

Vakıfbank Aylık Finans Raporu (2010). (www.vakifbank.com.tr),(28.06.2014).

Wang, K.M., Lee, Y.M., Thi, T.B.N. (2011). Time And Place Where Gold Acts As An Inflation Hedge: An Application Of Long-Run And Short-Run Threshold Model, *Economic Modelling*, (28), pp. 806-819.

Yılcı, V. (2012). Türkiye’de Para Talebi İstikrarlılığının Testi: Kayan Pencerelede Sınır Testi Yaklaşımı, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (33), ss. 67-74.

Yılmaz, R. (2009). Amerika Birleşik Devletlerinde Belediye Hizmetlerine İki Örnek, *T.C. İçişleri Bakanlığı Türk İdare Dergisi*, 462, ss. 9-36.

Zheng, X., Chen, M. (2010). Identification Of Market Forces in The Financial System Adaptation Framework, 8th IEEE International Conference on Control and Automation Xiamen, China, June 9-11.