



## Küresel Altın Fiyatlarıyla ABD Ek Beslenme Yardımı Harcamaları ve Baltık Kuru Yük Endeksi Arasındaki Etkileşim

Mehmet Saraç<sup>1\*</sup>, Feyyaz Zeren<sup>2</sup>, Remzi Başar<sup>3</sup>

<sup>1</sup>İşletme Bölümü, İktisat Fakültesi, İstanbul Üniversitesi, İstanbul, Türkiye  
<sup>2</sup>İşletme Bölümü, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, Namık Kemal Üniversitesi, Tekirdağ, Türkiye  
<sup>3</sup>İşletme Anabilim Dalı, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Sakarya Üniversitesi, Sakarya, Türkiye

### ÖZET

#### Anahtar Kelimeler:

Altın Fiyatları  
ABD Ek Beslenme Yardımı Programı Harcamaları (SNAP)  
Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI)  
ARDL Sınır Testi  
Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Bu makalede küresel altın fiyatlarının değişimiyle Amerika Birleşik Devletleri'ndeki ekonomik durumun bir göstergesi olarak ABD Ek Beslenme Yardımı Programı (SNAP) harcamalarının ve dünyadaki ekonomik canlılığın bir göstergesi olarak Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi'nin (BDI) ilişkisi analiz edilmiştir. Çalışmada 1988-2012 yılları arasındaki verilere dayanarak kullanılan ARDL Eşbütünleşme Modeli sonuçları, global altın fiyatlarının SNAP harcamalarıyla hem uzun hem de kısa dönemde anlamlı ve aynı yönlü bir ilişkide olduğunu, BDI ile kısa dönemde anlamlı, aynı yönlü ancak nispeten düşük seviyede bir ilişkide olduğunu ortaya koymaktadır. Toda-Yamamoto testi ile SNAP harcamalarından altın fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur. Bu sonuçlara göre ABD'deki yoksulluk düzeyi arttıkça küresel altın fiyatları da artmaktadır. Bu çalışma, Amerika'nın ekonomik durumunun dünyadaki altın fiyatları ve dolayısıyla küresel ekonominin seyrini üzerindeki etkisini bir başka açıdan kanıtlamaktadır. BDI ile altın fiyatları arasında kısa vadedeki aynı yönlü ilişki ise ekonominin canlandığı dönemlerde bollaşan likiditenin altına yöneldiği ve bu nedenle fiyatların arttığı şeklinde açıklanabilir.

### Empirical Analysis of the Relationship between Global Gold Prices, the U.S. Supplemental Nutrition Assistance Program Expenditures and Baltic Dry Index

#### ABSTRACT

#### Keywords:

Global gold prices  
USA Supplemental Nutrition Assistance Program Expenses (SNAP)  
Baltic Dry Index (BDI)  
ARDL Bounds Test  
Toda-Yamamoto Causality Test

This article empirically analyzes the relationship between the global gold price changes and the U.S. Supplemental Nutrition Assistance Program (SNAP) Expenditures, 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 SNAP expenditures both in short and long term, while it is positively yet much less significantly related with BDI only in the short term. Toda-Yamamoto Test indicates one-way causality from SNAP to gold prices. In sum, the increase in the poverty level in the U.S. causes the increase in the global gold prices. This study provides a new empirical evidence as to how the economic condition of the U.S. affects the global economy. The positive relationship between BDI and gold prices in the short term may be explained by the case that the plentiful liquidity as a result of economic revival may be heading to gold investment, causing the increase in the price.

- Corresponding author Tel: +90 0212 440 0000 (11449)  
E-mail: [mehmet.sarac@istanbul.edu.tr](mailto:mehmet.sarac@istanbul.edu.tr) (M. Saraç)  
[fzeren@nku.edu.tr](mailto:fzeren@nku.edu.tr) (F. Zeren) [remzi\\_basar@yahoo.com](mailto:remzi_basar@yahoo.com) (R. Basar)

## 1. Altın Fiyatları ve Ekonomik Canlılık

Dünyadaki altın fiyatının değişimiyle küresel ekonomik canlılık arasında geleneksel olarak ters yönde bir ilişki olduğu yaygın bir görüştür. Ekonominin bir resesyona veya krize doğru gittiği algısı geleneksel olarak yatırımcıların altına yönelmesine neden olur zira altın çoğunlukla “güvenli liman” olarak kabul edilir. Tarih 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 vasfı nedeniyle 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).

Altının, bilhassa enflasyon ve döviz kurundaki değişimlere karşı etkin bir risk yönetimi aracı olduğu son ekonometrik çalışmalarla kanıtlanmıştır (Saraç & Zeren, 2014). Bu nedenle etkin bir çeşitlendirme ve uzun vadeli kazanç için altının mutlaka portföye dâhil edilmesi önerilmektedir.

Altın fiyatlarının değişiminin açıklanmasında ve tahmin edilmesinde küresel ekonominin çeşitli göstergeleri her zaman başvurulan açıklayıcı değişkenler olagelmıştır. Ancak hangi faktörlerin ve göstergelerin küresel ekonomik canlılığı en iyi temsil ettiği ve açıkladığı tartışılmaktadır.

Altın fiyatlarının artmasında etkili olan en önemli faktörlerden biri ABD dolarının değeri ve buna bağlı olarak döviz paritelerinde görülen değişimlerdir. Piyasaların normal seyrinde olduğu zamanlarda ABD doları değer kaybederken altın fiyatlarının yükseldiği ve bazı dönemlerde ABD doları yabancı para birimlerine karşı değer kazanmasına rağmen yine altın fiyatlarının da yükseldiği görülebilmektedir. Bunun temel nedeni merkez bankalarının son dönemde ekonomik krizlerde yüklü fiziksel altın alımına gitmesi ve böylesi durumlarda yatırımcıların 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 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).

## 2. Küresel Ekonomik Seyrin Göstergeleri Olarak ABD Ek Beslenme Yardımı Programı ve Baltık Kuru Yük Endeksi

*Supplemental Nutrition Assistance Program* veya kısaca *SNAP*, Amerika Birleşik Devletleri Tarım Bakanlığı tarafından uygulanan Ek Beslenme Yardımı Programı olup düşük gelirli ya da herhangi bir geliri olmayan kişilere gıda satın alma yardımı sağlayan federal bir yardım programıdır (Nguyen, et.al., 2014).

Yemek kuponu programı ilk başladığı yıllarda 1939-1943 programı olarak bir tür tarım sübvansiyonu ve yerli tarım mahsulleri için talep oluşturma uygulaması olarak devreye girdi ve ithal mallar için 1964 sınırlı uygunluk yasasının yürürlükte olduğu süre boyunca gıda fazlasının dağıtılmasına odaklandı. Tarımsal taraftaki amaç ve faydalarına rağmen *SNAP*, tarımsal sübvansiyondan ziyade bir yoksullukla mücadele ve gıda desteği programıdır (Hanson, 2010).

2009 yılı verilerine göre Federal Hükümet’e bağlı Tarım Bakanlığı Beslenme Dairesi’nin ülke genelinde uyguladığı “Gıda Kuponu” (Food Stamp) uygulamasından New York’ta 700 bin kişinin yararlandığı belirtilmektedir. Banka hesabı 2 bin dolardan, sahip olunan otomobilin değeri 4 bin 650 dolardan yüksek olmayan her aile belli şartlarda gıda kuponu programından yararlanabilmektedir (Yılmaz, 2009).

Dünyanın en büyük ekonomisi olan ABD ekonomisinde son yıllarda toparlanma görülse de bedava yiyecek kuponu programında azalma görülmemesi, ABD’de her geçen gün bedava yemek kuponu kullananların sayısının artması ciddi bir sosyal ve ekonomik problem göstergesidir. *SNAP* uygulamasının ilerleyen yıllarda kademeli bir şekilde azalması beklense de son yıllarda yemek kuponu uygulamasına katılımın artmasında en büyük rolü zayıf istihdam piyasası ve yoksulluktaki artış üstlenmektedir. *SNAP* programına katılım Aralık 2012’de 4 yıl önceki 28.2 milyondan yüzde 70 artış kaydederek 47.8 milyona çıkmıştır. İşsizlik oranlarının 4 yıl içinde yüzde 27 düşüşle yüzde 7.7’den yüzde 5.6’ya gerilemesini bekleyen ABD Kongresi Bütçe Ofisi, *SNAP* katılımlarının önümüzdeki 4 yıl içinde 43.3 milyon kişiye gerileyeceğini tahmin etmektedir. 2013 yılı verilerine göre toplam nüfusun %15’ine karşılık gelen 47.6 milyon Amerikalının yemek kuponu programına kaydolarak kişi başına aylık 133\$ yardımdan yararlandığı görülmektedir. Yine istatistiklerden aynı yıl *SNAP* programı için harcanan toplam 108.4 milyar \$ bütçenin %73.5 oranında ki kısmı gıda yardımı olarak dağıtıldığı anlaşılmaktadır (<http://www.fns.usda.gov/snap>, 25.06.2014).

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, Panayotov, & Skoulakis, 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 göstergeyi 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 üretilebildiği için gemi arzı pek esnek değildir. Ayrıca gemilerin ucuz maliyetlerle park edilmesi mümkün olmadığı için az bir talep artışında bile fiyatlar yükseltilmektedir. *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).

### 3. ABD Ek Beslenme Yardımı Programı ve Baltık Kuru Yük 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 (Shaflee & Topal, 2010). Ancak altın fiyatlarını açıklayıcı değişken olarak *SNAP* ve *BDI*'nin ayrı ayrı veya birlikte kullanıldığı herhangi bir çalışmaya rastlanmamıştır.

Bununla birlikte literatürde yapılan çalışmalara göz atıldığında *BDI*'nin tahminci olarak kullanıp global hisse senedi piyasaları ile emtia endeks getirileri ve küresel reel sektör büyümesinin tahmin edilebilirliği üzerine bir çalışma mevcuttur. 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. Öte yandan Hanson (2010) tarafından yapılan bir başka çalışmada ise ABD Tarım

Bakanlığı gıda yardım programları, tarım ve ABD ekonomisi arasındaki bağlantıları gösteren ve ölçümleyen *FANION* modeli açıklamaktadır. Çalışmada *SNAP*'in sağladığı faydaların çarpan etkisinin tahmin edilmesi için modelin kullanımı örneklendirilmekte ve ekonomik kriz sırasında *SNAP* harcamalarında ki artışın çarpan etkisi ile ekonomiye mali canlandırma sağladığı açıklanmaktadır.

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 Endeksin 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 gıda yardımları etkileşimi üzerine literatürde bir çalışmaya rastlanmamakla beraber ABD yemek yardımları ve ekonomi ilişkisi üzerine bazı araştırma raporları olduğu görülmüştür. ABD Tarım Bakanlığı Ekonomik Araştırma Dairesi tarafından 2002'de yayınlanan "*Tracing the Impacts of Food Assistance Programs on Agriculture and Consumers*" isimli araştırma raporuna göre gıda yardımı politikasındaki değişikliklerin ekonominin genelinde iktisadi faaliyet ve hane geliri üzerinde etkileri olabilmektedir. Ayrıca, gıda yardımlarında kesintiye gidilmesi düşük gelirli hane halkına gelir transferinde düşüşe neden olmakta ve bu düşüş artan işgücü geliri ile de telafi edilememektedir. Bu nakit çıkışı genel dengeyi etkileyerek özellikle yüksek gelirli hane halkı için vergilerin yükselmesi ve işgücü gelirinde azalmayı tetiklemektedir. Gıda yardımı ve genel ekonomi arasındaki etkileşim, hane halkı, reel sektör, devlet ve dünyanın geri kalanında ki etkileşime bağlıdır. Bu etkileşim, ilişkiler ve ekonomik işlemlerden oluşan karmaşık bir sistemi içermektedir (Hanson, Golan, Vogel, & Olmsted, 2002).

### 4. Veri Seti ve Ekonometrik Çalışma

Bu çalışmada; Baltık Kuru Yük Endeksi ve ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarının global altın fiyatları üzerinde etkili olup olmadığı *ARDL* eşbütünleşme modeliyle ve *Toda-Yamamoto* (1995) nedensellik testi ile analiz edilmiştir.

Öncelikle 1988 ile 2012 yılları arasında ABD St. Louis Federal Merkez Bankası'nın oluşturduğu *FRED* finansal veri tabanından ve Baltık Borsası'ndan sağlanan global altın fiyatları, *SNAP* ve *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 S&P 500, Dow Jones, Nasdaq, Nikkei gibi dünyanın en büyük borsalarının endeks değerleri kullanılırken çalışmamızda bu faktörlerin hiçbirini ele alınmamıştır. Bunun temel sebebi altın fiyatlarını etkilediğine inanılan yeni faktörlerin literatüre kazandırılması ve finans dünyasına altın fiyatlarını açıklayan yeni bir model sunulması arzusudur.

Bu çalışmadaki modelin bağımlı değişkeni küresel altın fiyatındaki değişim ve bağımsız değişkenler *SNAP* ve *BDI* değişkenleri arasındaki ilişkiyi öngören hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır: bilindiği üzere Amerikan ekonomisindeki hareketler ve eğilimler, dünya piyasalarını oldukça kuvvetli bir şekilde etkilemektedir. Bu bağlamda *SNAP* harcamalarının artması Amerika'nın fakirleşme eğiliminin, Amerika'nın fakirleşme eğilimi de küresel ekonominin de durgunluğa veya daralmaya gideceğinin habercisi olarak algılanacak ve bu da genellikle en güvenilir yatırım aracı olan altına olan talebi artıracak, sonuçta dolaylı olarak dünya altın fiyatlarının artmasına neden olacaktır. Öte yandan son dönemde küresel ekonomik gelişmelerin önemli bir göstergesi olan *BDI*'nin yükselmesi de ekonominin canlanmakta olduğunun işareti olarak algılanacak ve bu da tasarrufların altın gibi atıl yatırım araçlarından çıkma eğilimini tetikleyecek ve sonuçta altın fiyatlarını düşürecektir.

Hipotezleri kısaca şu şekilde formüle etmek mümkündür:

$H_1$ : *SNAP* harcamalarının artmasıyla küresel altın fiyatları da artar.

$H_2$ : *BDI*'nin yükselmesiyle küresel altın fiyatları da artar.

Çalışmanın temel matematiksel modeli aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

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

İstatistiksel analiz yöntemleri olarak literatürde yaygın olarak kullanılan testler tercih edilmiş, tüm değişkenlere ait serilerin birim kök testlerinden sonra ve *ARDL* (*Autoregressive Distributed Lag Model –Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model*) yaklaşımı ile modelin kısa ve uzun dönem için ayrı ayrı analizi yapılmıştır. Elde edilen model global altın fiyatını etkileyen dinamiklerin etkileme derecelerini sayısal olarak göstermektedir.

Seyirlerinde 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 testlerinin kullanılması için aralarındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenen serilerin aynı mertebeden durağan olmaları gerekliliği bulunmaktadır. Bu ön koşul, Pesaran ve Pesaran (1997) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından literatüre kazandırılan eşbütünleşme analizine sınır testi yaklaşımı ile bir zorunluluk olmaktan çıkmıştır (Eriçok & Yılancı, 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 testi uygulayabilmek için değişkenlerin durağanlık düzeyleri farklı olması gerektiği ve kritik değerler tablosunun modelde ki değişkenlerin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olma durumuna göre oluşturulacağı için serilerin  $I(2)$  olma ihtimaline karşı durağanlıklarının sınanması gerekmektedir (Yılancı, 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).

Testin ilk aşamasında kullanılan kısıtsız hata düzeltme modelinin çalışmamıza uyarlanmış hali aşağıdadır:

$$\begin{aligned} \Delta \log ALTN_t = & a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta \log ALTN_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta \log SNAP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta \log BDI_{t-i} \end{aligned} \quad (2)$$

$$+ a_4 \log ALTN_{t-1} + a_5 \log SNAP_{t-1} + a_6 \log BDI_{t-1} + e_t$$

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

2003 yılında Bahmani-Oskooee ve Goswami (2003) tarafından yapılan çalışmada sınır testinde kullanılan  $F$  testinin, gecikme uzunluğuna karşı duyarlı olduğu ortaya koyulmuştur. Bu nedenle öncelikle Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterleri kullanılarak Model 2’de kullanılan farkı alınmış değişkenlerin uygun gecikme uzunluğunun ( $m$ ) belirlenmesi gerekmektedir. Sonrasında ilgili değişkenler arasında eşbütünlük 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 çalışmamıza 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 olmamasına, 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, Shin ve Smith (2001) tarafından tablo haline getirilmiştir. Küçük örnekler için kullanılacak kritik değerlere ise Narayan ve Narayan’ın (2005) Çin’e dair 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 aşağıdaki şekilde hesaplamak mümkündür:

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

Burada  $T$  örnek büyüklüğünü,  $\beta_0$  asimptotik kritik değeri,  $\beta_1$  ve  $\beta_2$  ise yüzey tepki katsayılarını göstermekte 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 eşbütünlük ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotez reddedilmekte yani eşbütünlük ilişkisi olduğu sonucu elde edilmektedir. Ancak  $F$  istatistik değeri kritik değerlerin alt sınırından daha küçük olduğunda ise eşbütünlük ilişkisinin olmadığını varsayan temel hipotez kabul edilmektedir. Diğer taraftan  $F$  istatistiği iki sınırın arasındaysa sınır testine göre değişkenler arasındaki eşbütünlüğün varlığına dair bir yorum yapılamayarak değişkenlerin durağanlık seviyelerini dikkate alan diğer eşbütünlük yöntemlerine başvurulması tavsiye edilmektedir (Yılancı, 2012: 70).

Değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisi bulunması halinde, ARDL sınır testi yaklaşımının ikinci aşamasında, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin analizi için gecikme uzunluğu yine daha önce bahsi geçen Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterleri ile tespit edilerek uzun dönem için ARDL (gecikmesi dağıtılmış otoregresif) modeli kurulması gerekmektedir. Çalışmamız için aşağıdaki uzun dönem ARDL modelinden faydalanılmaktadır:

$$\begin{aligned} \log ALTN_t = & a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \log ALTN_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n a_{2i} \log SNAP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p a_{3i} \log BDI_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (5)$$

Bu modelde yer alan parametrelerden faydalanma suretiyle Bardsen’in (1989) izlemiş olduğu yöntemle uzun dönem katsayıları aşağıdaki formülle elde edilebilir:

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

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 edilir (Çağlayan, 2006).

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki ise ARDL'ye dayanan hata düzeltme modeliyle elde edilebilir (Eriçok & Yılcı, 2013).

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

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).

## 5. 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	Düzyer Değerler	Birinci Farklar	Sonuç
$\log ALTIN$	-2.9880 (0)	-5.1383* (1)	I(1)
$\log SNAP$	-3.5925 (1)	-5.7189* (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 ek gıda yardımı programı harcama miktarı serilerinin ise düzeyde birim köke sahip, birinci derecelerinde ise

durağan olduğu tespit edilmiştir. Yani altın ile gıda serisi  $I(1)$  ve Baltık serisi  $I(0)$ 'dir.

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* 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 bunun karşılaştırılacağı simülasyon ile elde edilmiş olan alt ve üst sınır kritik değerler Tablo 2'de görüldüğü gibidir.

**Tablo 2: ARDL Sınır Testi Sonuçları**

<i>F</i>	Kritik Değerler (%5)		Kritik Değerler (%10)	
	Alt Sınır	Üst Sınır	Alt Sınır	Üst Sınır
5.3197	4.4533	5.6494	3.5184	4.6643

Tablo 2 *ARDL* Sınır Testi sonuçlarında görüldüğü gibi hesaplanan *F* istatistiği (5.3197) %10 anlamlılık düzeyindeki üst kritik değerden (4.6643) daha büyük olduğu için değişkenler arasında ilişki olmadığını gösteren temel hipotez reddedilir, yani seriler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu kabul edilir. Bu sonuç ise global altın fiyatları ile açıklayıcı değişkenler; ABD ek beslenme yardımı programı harcama miktarı ve Baltık kuru yük taşımacılık endeksi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu göstermektedir.

İkinci aşamada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin analizi için *ARDL* uzun dönem modeli kurulacaktır. Bu aşamada, maksimum gecikme uzunluğu olarak, veri seti yıllık olduğundan Narayan ve Smyth (2006) örnek alınarak 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 Tablo 3'te görüldüğü gibidir.

**Tablo 3: ARDL Modeli Uzun Dönem Katsayıları**

Değişkenler	Katsayılar	T İstatistiği	Olasılık
Sabit*	-10.9271	-2.0469	0.056
<i>SNAP</i> *	1.5969	3.7731	0.001
<i>BDI</i>	0.36959	1.2405	0.231

Tablo 3 incelendiğinde uzun dönem katsayılarının ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarı ve sabit terimi için anlamlı, fakat Baltık kuru yük taşımacılık endeksi için istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir.

Global altın fiyatları ile Baltık kuru yük taşımacılık endeksi ve ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarı arasındaki kısa dönem ilişkisini incelemek için hata düzeltme modeline dayanan *ARDL* modeli tahmin sonuçları Tablo 4’te sunulmaktadır.

**Tablo 4: *ARDL* Modeli Kısa Dönem Katsayıları**

Değişkenler	Katsayılar	T İstatistiği	Olasılık
$\Delta SNAP^{**}$	1.7048	2.4226	0.026
$\Delta BDI^*$	0.067513	2.0322	0.056
$HDT_{t-1}^*$	-0.18267	-2.0321	0.056

Kısa dönem analizinde ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarının ise %5 düzeyinde, Baltık kuru yük taşımacılık endeksi ve hata düzeltme terimi düzey değerinin %10 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar, global altın fiyatları ile ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarı arasında hem uzun hem de kısa dönemde, Baltık kuru yük taşımacılık endeksi ile sadece kısa dönemde bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre örneğin ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarında meydana gelen %1’lik bir artış kısa dönemde global altın fiyatlarında %1.7’lik bir artış, Baltık kuru yük taşımacılık endeksinde oluşan %1’lik bir artış ise global altın fiyatlarında %0.0675’lik bir yükseliş ve meydana getirecektir. Uzun dönemde ise *BDI* nin etkisi kaybolmaktadır.

Hata düzeltme terimi katsayısının -0.18267 olarak bulunması ise katsayı değeri 0 ile -1 arasında olduğu için hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını göstermektedir. Diğer bir deyişle hata düzeltme sürecinin düzenli bir hareketle dengeye yaklaştığını yani denge değerinde meydana gelen sapmaların uzun dönemde düzelme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Ayrıca kısa dönem *ARDL* modelinin parametrelerinin kararlılığı için yapılan *Cusum* ve *Cusumsq* testlerinin sonuçları Ek 1’de yer alan grafiklerle verilmiştir.

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 ( $\chi^2$ )	Olasılık Değeri	Nedensellik
<i>SNAP</i> → <i>ALTIN</i> **	6.940868	0.0311	KABUL
<i>BDI</i> → <i>ALTIN</i>	1.957465	0.3758	RET
<i>ALTIN</i> → <i>SNAP</i>	4.009299	0.1347	RET
<i>BDI</i> → <i>SNAP</i> **	7.844892	0.0198	KABUL
<i>ALTIN</i> → <i>BDI</i> *	5.548359	0.0624	KABUL
<i>SNAP</i> → <i>BDI</i> *	5.068284	0.0793	KABUL

**Notlar:** \*\* ve \* sırasıyla %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. *k* (uygun gecikme değeri) *Schwarz* bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Değişkenler azami  $I(1)$  oldukları için  $d_{max}=1$  olarak alınmıştır.

*Toda-Yamamoto Granger* nedensellik testi sonuçlarına göre ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarından global altın fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Yani ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarı, global altın fiyatlarına etki eden nedenlerden biridir. Yine global altın fiyatlarından Baltık kuru yük taşımacılık endeksinde doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarı ile Baltık kuru yük taşımacılık endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunduğu tespit edilmiştir.

## 6. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmayla global altın fiyatları ile ABD ek beslenme yardımı programı harcama miktarı ve Baltık kuru yük taşımacılık 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 ek beslenme yardımı programı harcamaları ve hem de Baltık kuru yük taşımacılığı endeksinden etkilendiği, uzun vadede ise sadece ABD ek gıda yardımı programı harcama miktarından etkilendiği tespit edilmiştir. Buna göre ABD’deki gıda yardımının artması bu ülkedeki fakirleşme eğiliminin arttığı şeklinde yorumlanırsa,

ABD'nin ekonomik durumunun kötüye gitmesinin, küresel 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 alarına geçirmesi sürekli müşahede edilen ve bu nedenle beklenen bir durumdur. Bu nedenle çalışmanın ana fikri, ABD'nin fakirleşmesi ile altın fiyatları arasında ciddi bir ilişki olduğu kabulüne dayanmaktadır. Yani ABD'de gıda yardımına muhtaç hale düşen insan sayısı arttıkça güvenli liman altına yönelik ve dolayısıyla altın fiyatları artacağı düşünülmektedir. Uygulama sonuçları da bu hipotezi istatistiksel kanıtlarla doğrulamaktadır.

Ekonomik canlılığı temsil eden Baltık kuru yük taşımacılığı endeksi ile altın fiyatları arasındaki ilişki anlamlı olsa da oldukça zayıftır. Bu ilişkinin doğru orantılı olması ise ilk bakışta teoriye ve genel yatırımcı davranışına ters gibi görünebilir, zira çalışmanın bulguları, ekonomik canlılık arttıkça altın fiyatının artması anlamına gelmektedir. Normalde altın ekonomik durgunlukta tercih edilen bir yatırım aracı olduğu için fiyatının da ancak böylesi durumda artması, aksi durumda yani ekonomik canlılık dönemlerinde de 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.

### Kaynakça

ABD St. Louis Federal Merkez Bankası FRED finansal veri tabanı, Erişim Tarihi: 02.01.2015.

Aksoy, M. & Topçu, N. (2013). Altın ile hisse senedi ve enflasyon arasındaki ilişki. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 59-79.

Alam, I. & Quazi, R. (2003). Determinants of capital flight an econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, 17(1), 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), 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*.

Bardsen, G. (1989) Estimation of long run coefficients in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 51(3), 345-350.

Baur, D. & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance* 34, 1886-1898.

Baur, D. & Löffler, G. (2013). Predicting the equity premium with the demand for gold coins and bars. *FIRN Research Paper*, 1-10.

Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, faiz oranı ve büyümenin yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 21(1), 423-438.

Dunis, C. L. & Nathani, A. (2007). Quantitative trading of gold and silver using nonlinear models. *Neural Network World*, 17, 93-112.

Eriçok, R. E. & Yılanç, V. (2013). Eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Sınır testi Yaklaşımı". *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(1). 87-101.

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

Hanson, K., Golan, E., Vogel, S., & Olmsted, J. (2002). Tracing the impacts of food assistance programs on agriculture and consumers. *USDA United States Department of Agriculture Research Report*, 18, 1-34.

Hanson, K. (2010). The food assistance national input output multiplier (FANIOM) model and stimulus effects of SNAP. *United States Department of Agriculture Research Report Number 103*, 1-44.

İsmail, Z., Yahya, A. & Shabri, A. (2009). Forecasting gold prices using multiple linear regression method. *American Journal of Applied Sciences*, 6(8), 1509-1514.

Lee, J. & Strazicich, M.C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Appalachian State University Working Paper 0417*. 1-15.

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*. 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), 332-342.

Nguyen, B.T., Shuval, K. Njike, V.Y., & Katz, L. (2014). The supplemental nutrition assistance program and dietary quality among US adults: Findings from a nationally representative survey. *Mayo Foundation for Medical Education and Research n Mayo Clin Proc.*, 89(9), 1211-1219.

Pesaran, M.H, Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Pesaran, M.H, & Pesaran, B. (1997). Working with microfit 4.0: Interactive econometric analysis. *Oxford University Press*.



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), 669-679

Shaflee, S. & Topal, E. (2010). An overview of global gold market and gold price forecasting. *Resources Policy*, 35, 178-189.

Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

Turner, P. (2006). Response surfaces for an F-test for cointegration. *Applied Economics Letters*, 13, 479-482.

Vakıfbank Aylık Finans Raporu (2010). [www.vakifbank.com.tr](http://www.vakifbank.com.tr) (Erişim tarihi: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, 806-819.

Yılancı, V. (2012). Türkiye’de para talebi istikrarlılığının testi: Kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 67-74.

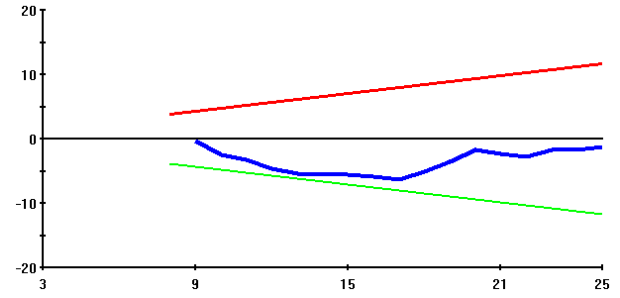
Yılmaz, R. (2009). Amerika Birleşik Devletlerinde belediye hizmetlerine iki örnek. *T.C. İçişleri Bakanlığı Türk İdare Dergisi*, 462, 9-36.

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.

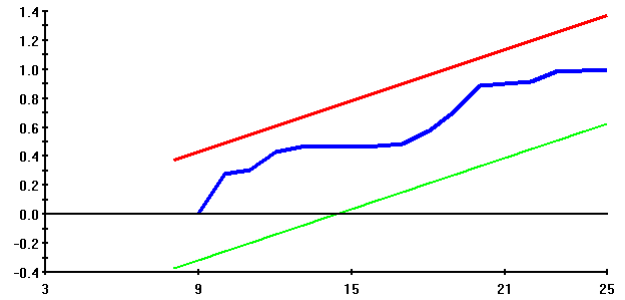
[www.balticexchange.com](http://www.balticexchange.com), Erişim Tarihi: 29.12.2014

[www.fns.usda.gov/snap](http://www.fns.usda.gov/snap), Erişim Tarihi: 25.06.2014

## EK 1: Kısa Dönem Modeli İçin Parametre Kararlılık Testleri



Şekil 1. CUSUM Testi Sonucu\*



**Not:** \*Kırmızı ve yeşil doğrular %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırları, koyu mavi çizgiler ise CUSUM ve CUSUMSQ test değerlerini göstermektedir.

Hata terimlerinin istikrarlı olup olmadığının anlaşılması amacıyla kullanılan CUSUM testi sonucunda elde edilen bu grafiğe göre mavi çizgi kırmızı ve yeşil çizgilerin arasında olduğu için tahmin edilen ARDL modelinin istikrar koşulunu yerine getirdiği sonucu elde edilmektedir. Hata terimleri istikrarsız olsaydı ARDL modeli tutarsız olurdu ancak hata terimlerinin istikrarlı olduğu sonucu elde edildiği için ARDL modelinin tutarlı olduğunu söylenebilir.