



GOLD, STOCK MARKET, CURRENCY MARKET OF THE ECONOMIC CONFIDENCE INDEX IMPACT TEST: THE CASE OF TURKEY

Salih BARIŞIK¹
Engin DURSUN²

Abstract

In the present study, among many major investment tools in Turkey, possible associations of gold, foreign exchange and stock markets with economic confidence index was investigated. The Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) bullion gold prices representing the valid gold prices, the CBRT US dollar sales price monthly averages representing the currency, the Borsa Istanbul Stock Exchange (BIST 100) Stock Index representing the stock exchange and the economic confidence index data determined by TURKSTAT were included in the analysis and the monthly average of each variable in 2007: 01-2020: 03 period natural logarithms of the prices are based on the data set. Firstly, stationarity levels of the variables were determined by Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron unit root tests; Zivot Andrews unit root test also was also utilized to determine whether there were structural breaks in the series. Afterwards, Toda-Yamamoto and Bootstrap Based Hacker-Hatemi Granger Causality Test, Hatemi and Roca Asymmetric Causality Test, Balçılar et al. Bootstrap Sliding Window Causality Test, Hatemi and Irandoust Hidden Cointegration Test, Granger Yoon Hidden Cointegration Tests were also utilized in the analysis of the data. As a result of the tests, it was determined that US dollar exchange rate, gold prices and BIST index affect EGE, namely BIST index of EGE. It is concluded that it affects gold prices and the BIST index asymmetrically. The interaction of EGE and BIST in 2008 and the US dollar in 2008 and 2018 is remarkable. In the light of these results, it can be said that gold, dollar and BIST changes are effective in the sense of trust of the Turkish people in the economy and that the dynamism in these variables is a determinant in their economic decisions. Gold, dollar and BIST stability are needed for the confidence of the Turkish people in the economy and the stability of the economy.

Article History:

Date submitted:
23 May 2020

Date accepted:
13 April 2021

Jel Codes:

C22, E21, E44, F31

Keywords:

Economic Confidence Index, BIST Index, Exchange Rate, Gold Prices, Causality Analysis

Suggested Citation: Barışık, S. & Dursun, E. (2021). Gold, Stock Market, Currency Market of The Economic Confidence Index Impact Test: The Case of Turkey. *Sivas Cumhuriyet University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 22(1), 253-280..

¹ Prof. Dr., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, salih.barisik@gop.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-3029-2206

² Öğr. Gör., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Hafik Kamer Örnek Meslek Yüksek Okulu, Toptan ve Perakende Satış Bölümü, Emlak ve Emlak Yönetimi Programı, edursun@cumhuriyet.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-4340-2275



ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Salih BARIŞIK¹
Engin DURSUN²

Öz

Çalışmada, Türkiye’de birçok yatırım aracı arasından, altın, döviz ve borsanın, ekonomik güven endeksi ile olası ilişkisi incelenmiştir. Altın fiyatlarını temsilen TCMB külçe altın fiyatları, dövizini temsilen TCMB ABD doları satış fiyatı aylık ortalamaları, borsayı temsilen BIST 100 Hisse Senedi Endeksi ve TÜİK tarafından belirlenen ekonomik güven endeksi verileri analize dâhil edilmiş ve her bir değişkenin 2007:01-2020:03 dönemindeki aylık ortalama fiyatlarının doğal logaritmaları alınarak veri seti oluşturulmuştur. İlk olarak değişkenlerin Augmented Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri ile durağanlık seviyeleri belirlenmiş; Zivot Andrews birim kök testi ile de serilerde yapısal kırılmaların olup olmadığı tespit edilmiştir. Ardından değişkenler arasında nedensellik için Toda-Yamamoto ve Bootstrap Dayalı Hacker-Hatemi Granger Nedensellik Testi, Hatemi ve Roca Asimetrik Nedensellik Testi, Balçılar vd. Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Testi, Hatemi ve Irandoust Saklı Eşbütünleşme Testi, Granger Yoon Saklı Eşbütünleşme Testleri yapılmıştır. Testler sonucunda; ABD doları kuru, altın fiyatları ve BIST endeksinin EGE’ni etkilediği; EGE’nin BIST endeksini; asimetrik olarak da altın fiyatlarını ve BIST endeksini etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. EGE ile BIST’in 2008’de ve ABD dolarının ise 2008 ve 2018’de karşılıklı etkileşimi dikkat çekicidir. Bu sonuçlar ışığında Türk Halkının ekonomiye güven duygusunda altın, dolar ve BIST değişikliklerinin etkin olduğu ve bu değişkenlerdeki hareketliliğin ekonomik kararlarında belirleyici olduğu söylenebilir. Türk halkının ekonomiye güveni ve ekonominin istikrarı için altın, dolar ve BIST istikrarına ihtiyaç vardır.

Makale Geçmişi:

İletilen Tarih:
23 Mayıs 2020

Kabul Tarihi:
13 Nisan 2021

Jel Kodları:

C22, E21, E44, F31

Anahtar Kelimeler:

Ekonomik Güven
Endeksi, BIST, Döviz
Kuru, Altın Fiyatları,
Nedensellik Analizi

Önerilen Alıntı: Barışık, S. & Dursun, E. (2021). Altın, Borsa, Döviz Piyasalarının Ekonomik Güven Endeksine Etki Sınaması: Türkiye Örneği. *Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(1), 253-280.

¹ Prof. Dr., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, salih.barisik@gop.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-3029-2206

² Öğr. Gör., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Hafik Kamer Örnek Meslek Yüksek Okulu, Toptan ve Perakende Satış Bölümü, Emlak ve Emlak Yönetimi Programı, edursun@cumhuriyet.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-4340-2275

1. GİRİŞ

Ekonomik güven endeksi, tüketici güven endeksi ile benzeyen bazı yönlerinden dolayı karıştırılmaktadır. Tüketici güven endeksi, yalnızca tüketicilerin maddi durum ve ekonomiye ilişkin gelecek dönem beklentilerini ölçmeye yardımcı olması ve ekonomiyi yalnızca talep yönlü inceleyen bir endeks olması bakımından, ekonominin arz ve yatırım yönünü açıklamada eksik kalmaktadır. Ekonomik güven endeksi ise, toplumdaki birçok farklı karar vericiyi endekse dâhil etmesinden dolayı tüketici güven endeksinden daha kapsamlı bir özelliğe sahiptir (Eyüboğlu & Eyüboğlu, 2017, s. 605).

Ekonomik güven endeksi, tüketici güven endeksinin yanı sıra, imalat sanayiinin, hizmet sektörünün, perakende ticaret ve inşaat sektörleri güven endeksleri olmak üzere beş sektöre ait endekslerin ağırlıklandırılarak birleştirilmesinden oluşmaktadır (Güngör, 2019:25-26). Ekonomik güven endeksinin oluşturulan alt sektörlerin ağırlıkları ise; %20 ile tüketici güven endeksi, %40 ile reel kesim güven endeksi, %30 ile hizmet sektörü güven endeksi, %5 perakende ticaret sektörü güven endeksi ve %5 ile inşaat sektörü güven endeksi şeklindedir (TÜİK, 2017). Ayrıca endekste kullanılan ağırlıklandırmalar, beş sektörün güven endeksine doğrudan değil, alt endekslerinin normalleştirilmiş denge değerlerine eşit dağıtılarak uygulanmaktadır (TÜİK, 2020). Ekonomik güven endeksinin yüzden (100) büyük olması ekonomik durumun iyiye gittiğini gösterirken, yüzden (100) küçük olması ise ekonomik durumunun kötüye doğru gittiği yönünde sinyaller vermektedir (TÜİK, 2020).

Ekonomik güven endeksi, gelecekle ilgili iktisadi karar vericilerin beklentilerini de yönlendirmesi bakımından faydalı bir göstergedir. Zira hem talep hem de arz yanlı sektörlerle yaklaşması bakımından kapsamlı bir endekstir (Güngör, 2019:25). Ekonomi literatüründe, toplumun çoğunluğunu kapsayan hem üretici hem tüketicilerin davranışlarını dikkate alan bu endeks, yatırımcıların da yatırım kararlarında etkilidir. Zira makroekonomik değişkenler arası ilişkiler, ekonomik güvenle yakından ilişkilidir. Küreselleşen dünyanın yeni ekonomileri, dijitalleşmeyle beraber yeni finansal yatırım araçlarının çoğaldığı, bunlara erişimin hızlı ve kolay olduğu, tasarruf sahipleri ve daha profesyonel yatırımcıların sahada olduğu bir yeni düzene doğru evrilmektedir (Cingöz ve Kendirli, 2019:546).

Yeni ekonomiler yeniliklerle gelse de değişmeyen tek olgu, iktisadi birimlerin güven olgusudur. Güven duygusunun zamanla makroekonomik göstergelere bakılarak arttığı ve azaldığı görülmektedir. Örneğin, 2008'de ABD'de başlayıp ardından dünyayı etkileyen ekonomik kriz, yatırımcıları önce ABD'den Avrupa'ya kaydırmış; 2010 yılından sonra da Avrupa'yı etkisi altına almıştır. Bu dönemde yatırımcılar, ABD dolarına karşı ilk etapta Euro'nun gücünü test etmişler, ancak ABD ve Avrupa borsalarının da etkilenmesi sonucunda kendilerini güvenilir bir liman olarak emtia ve değerli metal piyasasına atmışlardır (Tokat, 2013:152). Zira döviz ve finans piyasalarında görülen yüksek oynaklık risk almayı seven yatırımcıları cezbederken, tasarruflarını daha güvenilir piyasalara yönelten yatırımcılar ise böyle dönemlerde altın piyasasına yönelmektedirler (Cingöz ve Kendirli, 2019:546). Ayrıca döviz olarak da ilk akla gelen ABD doları ile de altın fiyatları arasında nedensellik ilişkisini arayan çalışmalar olduğu kadar (Dooley, Isard ve Taylor, 1992) (Levin ve Wright, 2006) (Poyraz ve Didin, 2008), borsa yatırımcılarının da altın ve ABD doları hareketlerini takip ederek yatırımlarına şekil verdiğini gösteren çalışmalar mevcuttur (Kırman, 2016). Ayrıca özellikle kriz ve kriz sonrası dönemlerde yatırımcıların, altın ve hisse senetlerinin yatırım bakımından birbirine ikame görüldüğü teorik olarak da desteklenmektedir (İpekten ve Aksu, 2009; Albeni ve Demir, 2005). Küçükçolak ve arkadaşlarının (2019) çalışmalarında, portföylerin çeşitlendirilmesinin gerekliliği, dalgalanmalara karşı önlem olması adına hisse

ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

senetleri portföyünde altın emtiasının bulundurulması tavsiye edilmektedir (Küçükçolak, Büyükkakın ve Küçükçolak, 2019). Ekonomik güven endeksi birçok makroekonomik değişkenle ilişkilendirilebilmesine karşın, bu çalışmada, bir ekonomide elde edilen gelirin harcanmayan kısmının ilk etapta değerlendirildiği veya değerlendirilebileceği alan ve özellikle Türkiye’de tasarruf sahiplerinin ilk etapta ulaşabileceği yatırım kanalları olarak borsa, altın ve döviz piyasası ile tüketici güven endeksi arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada, ekonomik güven endeksinin yatırımcılara yön vermek konusunda önemli bir değişken olup olmadığını görmek amacıyla sınılanması amaçlanmıştır. Yatırıma yönelen tasarruf sahiplerinin, çalışmanın yapıldığı dönem itibarıyla hangi yatırım araçlarını tercih ettiği, yatırım araçları arasında önceliklerinin olup olmadığı çalışmanın önemli araştırma nedenlerinden birisidir. Ayrıca altın, borsa ve dövizin makro düzeyde ekonomik güven endeksini etkileyip etkilemediği, değişkenler arasında kurulabilecek bir bağlantının sınılanması araştırma nedenlerinden bir diğeridir.

2.LİTERATÜR ÖZETİ

Ekonomi güven endeksi ile etkileşimi araştırılan ve araştırılabilecek pek çok makroekonomik değişken vardır. Bu konuda yapılmış olan çalışmalardan konularına göre bazı örnekler sunulmak istenmiştir. Kandır (2006), tüketici güveninin İMKB’de işlem gören hisse senetlerinin getirilerini tahminlemeye çalışmıştır. Analiz sonuçlarında tüketici güveninin işlem gören hisse senetlerinin çoğunluğunu etkilediği sonucunu elde etmiştir. Sjaastad (2008), ABD doları kuru ve altın fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiş, ABD’nin 1991-2004 dönemi günlük verilerini kullanarak, doların altın fiyatlarını belirlemede etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Balı ve Cinel (2011)’in altın fiyatlarının İMKB üzerindeki etkiyi test ettikleri çalışmalarında, altın fiyatlarının borsa endeksi üzerinde doğrudan etkilemediği sonucuna ulaşmışlardır.

Topuz’un (2011) yaptığı çalışmada; tüketici güveni ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki ele alınmıştır. Gecikme uzunluklarının farklı farklı hesaplanmasıyla yaptığı analizlerde, hisse senetleri fiyatlarının tüketici güvenini etkilediği sonucunu bulmuştur. Aksoy ve Topçu (2013), altın, hisse senedi, DİBS, ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkileri inceledikleri çalışma sonucunda altın ve hisse senetleri arasında negatif ilişki olduğu bulgusunu elde etmişlerdir. İbicioğlu vd. (2013), Türkiye’deki döviz kurları ile tüketici güveni arasındaki olası ilişkiyi incelemişlerdir. İncelenen dönemde tüketici güveni ile döviz kurlarının hem uzun dönemli hem de kısa dönemli ilişkilerinin olduğu sonucunu bulmuşlardır. Bunun yanı sıra döviz kurunun ülkede yaşayan insanların gelecekte ekonominin gidişatına yönelik kararlarını etkilediği sonucunu elde etmişlerdir.

Yatırım araçlarına genişlik katan Wang ve Chueh (2013), altın, faiz oranı, dolar kuru, petrol fiyatları arasındaki olası uzun ve kısa dönemli ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada, altın ile petrol fiyatları arasında pozitif bir ilişki bulunurken, dolar kuru ve faiz oranı ile altın fiyatları arasında ise negatif ilişki elde etmişlerdir.

Kaya ve Coşkun (2015), uluslararası otoritelerin de belirsizlik durumlarının ölçümünde dikkate aldığı VIX endeksinin, Borsa İstanbul üzerine etkisini araştırmışlardır. Çalışmada, VIX endeksinin borsa endeksini olumsuz yönde etkilediğini ve VIX endeksinin Türkiye’deki yatırımcılara yol gösterici olabileceği bulgularını elde etmişlerdir.

Köse ve Akkaya (2016), tüketici güven endeksinin BIST100 endeksine etkisini araştıran çalışmalarında; yatırım yapmak isteyenlerin ekonomik gidişata ilişkin beklenti ve endişelerinin, borsa kazançları üzerinde etkili olduğunu belirlemişlerdir. Tunalı ve Özkan (2016), tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ve tüketici güveni arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, tüketici güveni

ile TÜFE arasında uzun dönemli nedensellik bulmuşlardır. Ayrıca TÜFE'den de tüketici güvenine kısa dönemli bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Beşel ve Yardımcıoğlu (2016) çalışmalarında, Türkiye'de tüketici güven endeksinin, döviz kurları, petrol fiyatları ve işsizlikle olası ilişkisini araştırmışlardır. Çalışmada, döviz kurundan tüketici güven endeksine ve işsizliğe doğru nedensellik; petrol fiyatlarından da aynı şekilde işsizliğe doğru tek yönlü nedensellik sonucuna ulaşmışlardır.

Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2017) çalışmalarında, 2012:01-2016:10 dönemi için ekonomik güven endeksi ile BIST ve BIST'e bağlı bazı alt endeksleri arasındaki olası ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada ekonomik güvenin, BIST Ulusal-100 endeksi başta olmak üzere BIST Sınai endeksini ve BIST Hizmetler endeksini etkilediği sonucuna varmışlardır. Bicil vd. (2018), tüketici güvenini etkileyebileceği tahmin edilen birkaç makroekonomik ve finansal veriler ile tüketici güveni arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda, tüketici güveninin sanayi üretim endeksini etkilediği, Borsa endeksi, ABD doları kuru ve tüketici fiyat endeksinin de tüketici güvenini etkilediği sonuçları elde edilmiştir.

Ahmed ve Veinhardt (2018), Pakistan borsası ile altın fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmada uzun dönemli eşbütünlüğün anlamlı olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Güngör (2019), ekonomik güven endeksi ve finansal yatırım araçlarından elde edilen getiriler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmada Amerikan dolarından elde edilen reel getiri ile ekonomik güven arasında tek yönlü nedensellik ve altından elde edilen reel getiri ile de ekonomik güven arasında tek yönlü nedensellik olduğu bulgularını elde etmiştir.

Sarıtaş ve Nazlıoğlu (2019), belirsizlik endeksinin ile Türkiye'de borsa ve döviz kurları ile arasındaki ilişkileri deneysel olarak incelenmiştir. Belirsizlik endeksindeki bir şok, BIST-100 üzerinde negatif, dolar kuru üzerinde ise pozitif etkisinin olduğunu görülmüştür.

Cingöz ve Kendirli (2019), altın fiyatlarının BIST 100 Hisse Senedi Endeksi ve dolar kuruna etkisini araştıran çalışmada BIST 100 endeksi ve dolar kuru değişimlerinin altın fiyatlarına uzun dönemli etkisi olabileceği ancak kısa dönemli bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Küçükçolak vd. (2019)'nin çalışmalarında, Türkiye'de altın ve hisse senetleri piyasaları arasındaki ilişki incelenmiş ve aralarında negatif korelasyon olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Akdağ (2019) çalışmasında, belirsizlik endeksinin Türkiye'deki birtakım finansal göstergelere etkisinin olup olmadığını incelemiştir. Çalışmada kullanılan testlerin sonuçlarına göre belirsizlik endeksindeki görülen bir şok, borsayı, döviz kurlarını, sanayi sektöründeki üretimi, imalat sanayiini, vb. birçok alt endeksi kalıcı olarak etkilediği, tüketici güvenindeki değişimi ise geçici olarak etkilediği tespit edilmiştir. Ekonomik güven endeksi, geniş bir makroekonomik değişken yelpazesi ile ilişkilendirilebilmesine karşın bu çalışma tasarruf sahiplerinin en kolay ulaşılabilir olduğu yatırım araçları ile ilişkilendirilmiştir.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Analizde, borsa verisi için BIST U-100 endeksi, altın piyasası verisi için külçe altın fiyatları ve döviz piyasası için ABD doları satış kuru verileri TCMB elektronik veri değişimi sisteminden, ekonomik güven endeksi (EGE) verileri de TÜİK'ten alınmak suretiyle oluşturulmuştur. Bu değişkenlerin 2007:01-2020:03 dönemine ait aylık ortalama değerlerinin doğal logaritmaları alınmış ve veri seti hazırlanmıştır.

ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Analiz için birim kök testleri, nedensellik testleri ve eşbütünleme testleri yapılacaktır. Değişkenler arasındaki ilişkinin teorik anlamlılığını artırmak için yapısal kırılmalı birim kök testleri, asimetrik nedensellik testleri ve saklı eşbütünleme testleri de yapılacaktır. Analize başlamak için serilerin durağan olması yani birim kök içermemesi gerekmektedir. Serilerde birim kökün olmaması, serilerde oluşabilecek şokların veya politika değişikliklerinin seriler üzerinde yanıtıcı etki oluşturmaması için gereklidir. (Gövdeli, 2016:226). Durağanlık için Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) ve Phillips-Perron (1988) birim kök testleri yapılmıştır.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) birim kök testinde üç regresyon modeli kurulur. Yukarıda verilen üç regresyon arasında Model 1’de yer alan regresyon, sabit terimin ve trend değişkeninin olmadığı birinci modeli; Model 2’de yer alan regresyon, sabit terimin dahil olup trend değişkeninin dahil olmadığı modeli; Model 3’deki regresyon da ise hem sabit terimin ve hem de trend değişkeninin dahil edildiği modeli göstermektedir.

Phillips ve Perron (1988) testi, Dickey-Fuller testine oranla daha esnek bir yapıya sahiptir ve hata terimleri ile ilgili bir kısıtlamaya gidilmemiştir. PP birim kök testi ile ADF testi arasındaki temel farklılık bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin, alternatif formlardan hiçbirinde bulunmamasıdır (Aktaş ve Yılmaz, 2008:96). Phillips Perron testi için en basit birinci derece otoregresif modeli AR(1) süreci (4) numaralı denklemle gösterilmektedir.

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$(1 - \alpha L)y_t = \mu + \varepsilon_t$$

Denklemde $t=1,2,\dots,T$, ve model için birim kök $1/\alpha$ ile bulunmaktadır. α 'nın bire eşitliği seride olduğunu gösterir. Phillips Perron testi $T(\alpha-1)$ dağılmaktadır.

PP testi de ADF testinde olduğu gibi yardımcı regresyonların, sırasıyla sabit terimsiz ve trend değişkensiz, sabit terimli ve trend değişkensiz, sabit terimli ve trend değişkenli olmasına göre yeniden düzenlenmektedir. Kritik tablo değerleri sırasıyla sabit terimsiz ve trend değişkensiz, sabit terimli trend değişkensiz ve sabit terimli ve trend değişkenli modeller için farklı olmaktadır.

Ayrıca serilerde olası kırılmaların varlığı da bu testlerin sonuçlarını etkilemektedir. Zira serilerde kırılmaların varlığı, Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron gibi testlerde sonuçları serilerin durağan olmadığı birim köklü hipoteze doğru yönlendirmektedir (Perron,

1989:1361). Kırılmaları dikkate alan birçok model geliştirilmiştir. Kırılmalar üzerine ilk çalışma niteliği taşıyan Perron (1989), kırılma tarihlerinin belirgin olduğu serilerde kullanılırken; bu modeli eleştiren Zivot-Andrews (1992) testi ile kırılmaların içsel olduğu başka bir model geliştirilmişlerdir. Ancak Zivot-Andrews (1992) modeli uzun serilerde testlerin hatalı sonuç vereceğinden hareketle Lumsdaine-Papel (1997), serilerde ikili kırılmayı dikkate alarak modeli geliştirmişlerdir. Hem Zivot-Andrews (1992), hem de Lumsdaine-Papel (1997) modellerinde, serilerin birim köklü olduğu sıfır hipotezinde yapısal kırılmaların olmadığı varsayımı bulunmaktadır. Bu varsayıma karşı çıkan Lee-Strazicich (2003, 2004) modellerine hem sıfır hem de alternatif hipotezde yapısal kırılmaya izin veren çift kırılmalı birim kök testini geliştirmişlerdir (Gövdeli, 2016:227). Lee-Strazicich (2003, 2004) testlerinin sıfır hipotezinde yapısal kırılmaya izin verilirken, testin alternatif hipotezi ise trend durağanlığı içermektedir. Belirlenen yapısal kırılma, sabit model için tek kırılmaya izin veren (Model A), sabit ve trend model için çift kırılmaya izin veren (Model C) olarak tanımlanmaktadır (Koçyiğit, Bayat ve Kılıç, 2012:27). Zivot-Andrews (1992) testi baz alınarak Lagrange çarpanı (LM) kullanılmak üzere; T_b kırılma tarihi, Z_t dışsal değişkenler vektörü ve kalıntılar $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ dağılmak üzere (Lee ve Strazicich, 2003:1082);

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad \text{ve} \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ şeklinde ise düzey durumda çift kırılma için Model A'da D_{jt} için $t \geq T_{Bj}$ iken 1, alternatif durumda ise 0 değerini alır. $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ şeklindeki eşitlikte ise Model C'de DT_{jt} için $t \geq T_{Bj} + 1$ iken 1, alternatif durumda 0 değerini alır. Sıfır hipotezi altında yapısal kırılmaları ($\beta = 1$), alternatif hipotez ise $\beta < 1$ şeklinde ifade edilir (Koçyiğit, Bayat, & Kılıç, 2012, s. 27). $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{S}_{t-1}$ ve $\tilde{\mathcal{L}}; \Delta y_t$ 'nin Δz_t ile regrese edilmesinden elde edilen katsayılar ve $\tilde{\psi}_x = y_1 - z_1 \delta$ ise Lagrange Çarpanına dayanan test istatistiği;

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (6)$$

şeklinde oluşturulur. T adet gözlem sayısı, T_{Bj} kırılma noktası olması durumunda $\lambda_j = T / TB_{ji}$ ise kırılma tarihini belirlemek amacıyla $\tilde{\tau}$ istatistiğinin Lagrange çarpanına göre minimum olduğu nokta ($LM_{\tilde{\tau}} = \inf_{\lambda} \tau(\lambda)$) bulunur (Lee ve Strazicich, 2003:1083).

3.1. Toda-Yamamoto (1995) ve Bootstrapa Dayalı Hacker-Hatemi J (2005, 2006)

Granger Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen yöntemde, serilerin aynı dereceden bütünleşme şartı olmaksızın, serilerin aralarında eşbütünleşme ilişkisine de gerek kalmamaktadır (Çalışkan, Karabacak, & Meçik, 2017, s. 50). Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizinde, öncelikle Wald testi uygulanmaktadır. Bu sebeple VAR modelinde bulunan gecikme sayısı ve serilerin bütünleşme derecelerinin eklenmesi gerekmektedir. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinde, diğer testlerden farklı olarak, değişkenler düzey değerleri ile VAR modeline dâhil edilmekte ve bu sayede serilerin eşbütünleşme derecelerini belirlerken oluşan sorunları ortadan

ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

kaldırmaktadır (Yavuz, 2006, s. 169). Toda-Yamamoto'nun (1995) geliştirdiği Granger nedensellik testi için kurulan VAR modeli aşağıdaki gibidir.

$$\ln X_t = \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} \ln X_{ti} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} \ln Y_{ti} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\ln Y_t = \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} \ln Y_{ti} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} \ln X_{ti} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

Denklem 7 ve 8'deki denklemlerde yer alan d_{\max} ifadesi, modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecelerini, k ifadesi de VAR modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Beyaz gürültü varsayımına göre hata düzeltme terimini ε_t ile gösterilmektedir. Denklem (7)'de yer alan $i \leq k$ koşulu altında sıfır hipotezi $\beta_{1i} = 0$ olarak test edilmektedir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda, Y_t 'den, X_t 'ye doğru nedensellik ilişkisi bulunamazken, denklem (8) için sıfır hipotezi $i \leq k$ koşulu için $\beta_{2i} = 0$ olarak test edilmekte ve alternatif hipotezin kabul edilmesi halinde ise X_t 'den, Y_t 'ye doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Toda-Yamamoto (1995) testinde seçilen gözlem sayılarının az olması ve hata terimlerindeki normal olmayan dağılımların testin yorumlarında hata yapılmasına neden olabileceği düşüncesiyle Hacker and Hatemi-J (2006) ve Hatemi-J (2005), Efron (1979) bootstrap simülasyonu kullanarak yeni bir nedensellik analizi geliştirmişlerdir. MWALD test istatistiği için dağılımlar, bootstrap simülasyonunda 10.000 defa çalıştırılır ve her hesaplama için de farklı bir MWALD test istatistiği bulunmaktadır. Testte, Bootstrap kritik değerleri sırasıyla %1, %5 ve %10 güven aralıkları için belirlenmektedir. Ardından orijinal veri için MWALD istatistiği bulunduktan sonra kritik değerlerin MWALD değeriyle kıyaslanması gerekmektedir. Kritik değerlerin, MWALD değerinden büyük olması halinde nedenselliğin olmadığını söyleyen sıfır hipotezi reddedilmektedir. Monte Carlo simülasyonu Hacker and Hatemi-J (2005, 2006) tarafından yazılan Gauss programına göre çalıştırılmaktadır.

3.2. Hatemi-J ve Roca (2014) Asimetrik Nedensellik Testi

Granger ve Yoon (2002) tarafından geliştirilen analizde, öncelikle VAR modelinin gecikme uzunluğu tespit edilmesi, ardından VAR modeline ne kadar gecikme ilave edileceği ve son aşamada ise Wald testi için kritik değerlerin tespit edilmesi gerekmektedir (Adıgüzel, Bayat ve Kayhan, 2016:244). Analizde, gelecekle ilgili doğru tahminlerin yapılabilmesi için varsa saklı yapıların bulunması amaçlanmaktadır (Yılancı ve Bozoklu, 2014:214). Analize göre (Hatemi-J ve Roca, 2014);

P_{1t} ve P_{2t} iki eşbütünleşik değişken,

$$P_{1t} = P_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = P_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (9)$$

$$P_{2t} = P_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = P_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (10)$$

Bu ifadelerde $t=1,2,\dots,T$, $P_{1,0}$ ve $P_{2,0}$ sabit terimler, $\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i} \text{ iid}(0, \delta^2)$ 'dir. İfade edilen her bir değişken için pozitif ve negatif değişimler sırasıyla $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$, $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$ olarak tanımlandığında

$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ sonucuna ulaşılmaktadır. Böylece

$$P_{1t} = P_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = P_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (11)$$

$$P_{2t} = P_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = P_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (12)$$

Değişkenlerin her birinde yer alan pozitif ve negatif şokların kümülatif toplamı sırasıyla $P_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $P_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $P_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$, $P_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde gösterilmektedir. (Hatemi-J & Roca, 2014, s. 8). Burada pozitif şoklar arasındaki nedensellik test edilirken $P_t^+ = (P_{1t}^+, P_{2t}^+)$ vektörü kullanılır. Bu vektörün k. gecikmeden VAR modeli şeklinde yazılması halinde:

$$P_t^+ = v + A_1 P_{t-1}^+ + A_2 P_{t-2}^+ + \dots + A_L P_{t-k}^+ + u_t^+ \quad (13)$$

Burada, v ile gösterilen 2×1 'lik sabit terimler vektörü, u_t^+ ise temsil edilen pozitif şokların yer aldığı 2×1 'lik hata terimleri vektörü iken $r=1,2,\dots,k$ olmak üzere 2×2 'lik parametre matrisi ise A_r ile ifade edilmektedir (Hatemi-J, 2012: 451). Ayrıca Hatemi'nin (2003, 2008) geliştirdiği test istatistiği ile optimum gecikme uzunluğunun (k) tespiti mümkündür (Adıgüzel, Bayat ve Kayhan, 2016:245).

$$HJC = \ln(|\hat{\Omega}_f|) + k2T^{-1}(m^2 \ln T + 2m \ln(\ln T)) \quad (14)$$

$|\Omega_f|$ gecikme uzunluğunun k olması halinde hata terimleri varyans kovaryans matrisini göstermektedir. m, VAR modelinde yer alan eşitlik sayısıdır ve T örneklem büyüklüğüdür (Hatemi-J & Roca, 2014, s. 9). Asimetrik nedensellik testinin sıfır hipotezi A_j matrisinin j. satırının k. sütununun sıfıra eşit olmasıdır. Test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olması halinde nedenselliğin olmadığı boş hipotez reddedilmektedir (Adıgüzel, Bayat ve Kayhan, 2016:245).

3.3. Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kaya Pencere Nedensellik Testi

Balcılar ve arkadaşları çalışmalarında, kalıntı tabanlı bootstrap tekniğine dayalı düzeltilmiş olasılık oranı (LR) nedensellik testini geliştirmişlerdir (Balcılar, Özdemir ve Arslantürk, 2010). Bootstrap tekniğine dayalı (LR) Granger nedensellik test sürecinde iki değişkenli VAR modelini belirlenirken $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere;

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (15)$$

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

İfadesinde $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ tekil olmayan kovaryans matrisi ile sıfır ortalama bağımsız beyaz gürültü işlemini ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunluğu AIC tarafından belirlenmektedir. $y_t = [y_{1t}, y_{2t}]_{2 \times 1}$ matrisi olmak üzere VAR modelini;

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (16)$$

ifadesinde $\phi_{ij}(L) = \sum_{k=1}^p \phi_{ij,k} L^k$ olmak üzere $i, j=1, 2$ ve gecikme operatörü $L^k X_t = X_{t-k}$ şeklindedir (Balcılar vd., 2010, s. 1400). Balcılar vd. (2010), değişkenlerin oluşabilecek yapısal değişmelerini ve örneklem büyüklüğünden sebeple oluşabilecek problemlerin aşımı için Koutris vd.'nin (2008) ve Shukur ve Mantalos (2000) tarafından uyarlanarak modifiye edilmiş bootstrap testi sürecine bağlı kayan pencere Granger nedensellik testini sınamışlardır. Teste göre;

$$Y := (y_1, y_2, \dots, y_T) \quad 2 \times T \text{'lik}$$

$$B := (\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_T) \quad (2 \times (2p+1)) \text{'lik}$$

$$Z_T := (1, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}) \quad ((2p+1) \times 1) \text{'lik}$$

$$Z := (Z_0, Z_1, \dots, Z_{T-1}) \quad ((2p+1) \times T) \text{'lik}$$

$$\eta := (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T) \quad (2 \times T) \text{'lik}$$

matrisler bu şekildedir. ϕ_0 sabit terimi ifade ederken, $t=1, 2, \dots, T$ 'ye kadar VAR modeli belirlenirken, $Y=BZ + \eta$ modelindeki B değerinin en küçük kareler tahmini $B = YZ'(Z'Z)^{-1}$ yapılıdır. Böylece tahminin sonucunda sınırsız modele ait hata terimleri η_u ile sınırlı modele ait hata terimleri η_R kullanılarak çapraz çıktıları $S_U = \eta'_U \eta_U$ ve $S_R = \eta'_R \eta_R$ 'dır. Test istatistiği,

$$LR = (T - k) \ln \left(\frac{\det S_R}{\det S_U} \right) \quad (17)$$

“T” terimi gözlem sayısını ifade ederken; $k=2 \times (2p+1) + p$ ifadesi küçük örneklerde düzeltme terimini, p VAR modelinin gecikme uzunluğunun X^2 olarak nasıl dağıldığını göstermektedir. Test istatistiğinin hesaplanmasından sonra $i=1, 2, \dots, T$ olmak üzere ayarlı OLS hata terimleri $(\eta_R - \bar{\eta}_R)$ kullanılarak $Y^* = BZ^* + \eta^*$ regresyonları elde edilir.

3.4. Granger Yoon (2002) Saklı Eşbütünleşme Testi

Granger ve Yoon'un (2002) çalışmalarında, zaman serilerinin şoklara karşı gösterdikleri tepkilerin eşbütünleşik olduğunu, ancak farklı tip şoklara farklı türden tepki vereceklerinden dolayı serilerde bu şekilde eşbütünleşme olmayacağını belirtmişlerdir. Bu sebeple serilerde geleneksel eşbütünleşmeden farklı olarak “saklı eşbütünleşme” kavramını öne sürmüşlerdir (Granger ve Yoon, 2002). Bu kavrama göre, serilerin arasında doğrusal eşbütünleşme olmasa dahi, serilerin

durağan olmayan bileşenleri arasında bir eşbütünleşme olma hali bulunmaktadır (Ak ve İnal, 2017:33).

Granger ve Yoon'un (2002) geliştirdiği saklı eşbütünleşme testi, temelde Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testinin çalışma prensibine benzemektedir; Hatemi-J ve Irandoust (2012) testi de Johansen eşbütünleşme testinin çalışma prensibine benzemektedir. Testlerin ortak özelliği ise, serilerin pozitif ve negatif bileşenlerine ayrılarak, bileşenler arası olası uzun dönemli nedenselliğin incelenmesidir.

X_t ve Y_t rassal yürüyüş modelleri 18 ve 19'teki gibi gösterilmektedir.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (18)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i \quad (19)$$

Burada X_0 ve Y_0 başlangıç değerlerini gösterirken, ε_i ve η_i ise ortalaması sıfıra eşit olan beyaz dizi hata terimlerini ifade etmektedir (Ak ve İnal, 2017:33). X_t ile Y_t ilişkisinde olası saklı eşbütünleşmeyi sınaması için öncelikle pozitif ve negatif etki gösteren şokları belirtilmesi gerekir.

$$\varepsilon_i^+ = \max(\varepsilon_i, 0), \varepsilon_i^- = \min(\varepsilon_i, 0), \eta_i^+ = \max(\eta_i, 0), \eta_i^- = \min(\eta_i, 0)$$

Buradan hareketle (18) ve (19) numaraları modellerde yer alan hata terimlerini $\varepsilon_i = \varepsilon_i^+ + \varepsilon_i^-$ ve $\eta_i = \eta_i^+ + \eta_i^-$ şeklinde tanımlamak mümkündür. Böylece serilerin pozitif ve negatif bileşenleri arasında ilişkilerin belirlenmesi ile seriler arasındaki etkileşim detaylandırılmış olacaktır. Bu detaylandırılmış ilişki ile birlikte genel olarak uzun dönemli ilişkinin kuvvetini göstermek içinde Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testi çözümlemesi yapılacaktır.

3.5. Hatemi-J ve Irandoust (2012) Saklı Eşbütünleşme Testi

Geleneksel eşbütünleşme testleri, değişkenler arası ilişkiyi incelerken, pozitif ve negatif şokların etkilerini aynıymış gibi kabul etmektedir. Ancak Granger ve Yoon (2002) çalışmalarında, pozitif ve negatif şoklara karşın, serilerde görülen etkileşimin, değişkenlerin kendi aralarındaki etkileşimle aynı olamayacağını dikkate alarak "saklı eşbütünleşme" yaklaşımını geliştirmişlerdir. Hatemi-J ve Irandoust (2012), değişkenlerin kümülatif olarak hem pozitif hem de negatif değişimlerini bileşenlerine ayırma fikrini savunan Granger ve Yoon'un (2002) saklı eşbütünleşme yaklaşımını asimetrik nedensellik analizi için geliştirmiştir. Hatemi-J ve Irandoust (2012), x_t ve y_t gibi iki bütünleşik seri arasındaki nedenselliklere bakarken rassal yürüyüş modelinden hareketle modelini geliştirmiştir (Hatemi-J, 2012:449). Burada $t = 1, 2, \dots, N'$ iken x_0 ve y_0 başlangıç değerlerini göstermektedir. ε_i ve η_i ise sıfır ortalamalı beyaz gürültü hata terimlerini göstermektedir.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (20)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i \quad (21)$$

Değişkenler arasında olası saklı eşbütünleşmenin varlığını incelemek amacıyla pozitif ve negatif şoklar denklem (22)'deki gibi gösterilirse:

$$\varepsilon_i^+ = \max(\varepsilon_i, 0), \varepsilon_i^- = \min(\varepsilon_i, 0); \eta_i^+ = \max(\eta_i, 0), \eta_i^- = \min(\eta_i, 0) \quad (22)$$

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

Buradan hareketle (20) ve (21) numaralı denklemlerdeki hata terimlerini $\varepsilon_i = \varepsilon_i^+ + \varepsilon_i^-$ ve $\eta_i = \eta_i^+ + \eta_i^-$ biçiminde tanımlanmaktadır. Hata terimlerini, (20) ve (21) numaralı denklemlerde yerine koyarak denklem (23) ve denklem (24) elde edilmektedir:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^- \quad (23)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i^+ + \sum_{i=1}^t \eta_i^- \quad (24)$$

Tüm değişkenlerde pozitif ve negatif şokların kümülatif biçimde denklem (25)'teki gibi gösterilmektedir:

$$X_t^+ = \sum_i^t \varepsilon_i^+, X_t^- = \sum_i^t \varepsilon_i^-, Y_t^+ = \sum_i^t \eta_i^+, Y_t^- = \sum_i^t \eta_i^- \quad (25)$$

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \text{ ve } Y_t = Y_0 + Y_t^+ + Y_t^- \quad (26)$$

olduğu varsayımı altında denklem (27) gibi olmaktadır.

$$\Delta X_t^+ = \varepsilon_t^+, \Delta X_t^- = \varepsilon_t^-, \Delta Y_t^+ = \eta_t^+, \Delta Y_t^- = \eta_t^- \quad (27)$$

Böylece zaman serilerinin ($\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$) ve bunların pozitif-negatif hareketlerinin (ΔX_t^+ ve ΔX_t^-) birinci dereceden farkları alınmıştır. Bunlara ilaveten denklemlerdeki değişkenlerin belli bir zaman aralığındaki pozitif-negatif olarak değişimlerinin kümülatif toplamı da ($x_t^+ = \sum \Delta X_t^+$ ve $x_t^- = \sum \Delta X_t^-$) bulunmaktadır. Benzeşen hesaplamalar Y değişkeni için de yapılmaktadır. Hesaplamalar sonunda değişkenler arasında eşbütünleşme varsa X ve Y değişkenlerinin saklı eşbütünleşik olduğu karar verilmektedir (Hatemi-J ve Irandoust, 2012:373).

4. BULGULAR

ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre LEGE serisi haricinde ADF ve PP birim kök testleri düzey değerlerinde I(0) durağan çıkmayan serilerin tamamı, değişkenlerin birinci farkları alındığında durağanlaştığından, seriler I(1) düzeyinde durağan bulunmuştur. Düzey değerlerinde ve birinci farkları alındığında durağan çıkan değişkenlerin sabit modelde ve sabit+trendli modeldeki test sonuçları Tablo 1'te gösterilmiştir.

Tablo 1: Geleneksel Birim Kök Testi Sonuçları

		ADF		PP	
		Sabit	Sabit+Trend	Sabit	Sabit+Trend
DÜZEY	LEGE	-3,0056 (0,036)**	-3,0408 (0,124)	-2,8209 (0,057)*	-2,8322 (0,188)

	LBIST	-1,5983 (0,483)	-2,6329 (0,266)	-1,6239 (0,468)	-2,8049 (0,197)
	LUSD	1,0967 (0,997)	-2,3667 (0,395)	0,9727 (0,996)	-2,4218 (0,366)
	LALTIN	3,9574 (1,000)	2,1061 (1,000)	5,1280 (1,000)	3,0413 (1,000)
BİRİNCİ FARK	LEGE	-9,3518 (0,000)***	-9,3165 (0,000)***	-9,2839 (0,000)***	-9,2461 (0,000)***
	LBIST	-12,269 (0,000)***	-12,2380 (0,000)***	-12,2694 (0,000)***	-12,2380 (0,000)***
	LUSD	-9,2606 (0,000)***	-9,5034 (0,000)***	-8,4704 (0,000)***	-8,4232 (0,000)***
	LALTIN	-9,2295 (0,000)***	-9,6009 (0,000)***	-9,2295 (0,000)***	-9,6009 (0,000)***

Not: *, **, *** sırayla %10, %5, %1 önem düzeyini göstermektedir.

ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre LEGE serisi haricinde I(0) da durağan çıkmayan serilerin tamamı, değişkenlerin birinci farkları alındığında sabit modelde ve sabit+trendli durağanlaştığından, seriler I(1) düzeyinde durağan bulunmuştur. İncelenen örneklem dönemi içinde yaşanan şoklar, test sonuçlarını etkileyebilmektedir. Bu sebeple, değişkenlerin olası yapısal kırılmaları dikkate alan bir test ile sınanması gerekmektedir. Bu bağlamda hem sıfır hem de alternatif hipotezde yapısal kırılmaya izin veren Lee-Strazicich (2003) çift kırılmalı birim kök testinin uygulanmasına karar verilmiştir. Belirlenen yapısal kırılma, sabit model için tek kırılmaya izin veren (Model A), sabit ve trend model için çift kırılmaya izin veren (Model C) olarak tanımlanmaktadır (Koçyiğit, Bayat ve Kılıç, 2012:27).

Tablo 2: Çift Kırılmalı Lee ve Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları

DÜZEY		Model A		Model C	
		Min-t-istatistiği Kırılma 1	Min-t-istatistiği Kırılma 2	Min-t-istatistiği Kırılma 1	Min-t-istatistiği Kırılma 2
	LEGE	-4,5180 (2009-11)	-4,5641 (2009-12)	-6,4996 *** (2008-11)	-6,1837 *** (2009-01)

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

	LBIST	-4,6786 * (2009-11)	-4,4900 *** (2009-12)	-5,6449 *** (2008-12)	-5,5764 *** (2009-01)
	LUSD	-4,0480 (2017-12)	-4,0354 (2017-12)	-5,0398 (2013-10)	-4,8152 (2014-01)
	LALTIN	-10,9873 *** (2018-04)	-9,9600 *** (2018-06)	-10,8175 *** (2018-04)	-10,3044 *** (2008-11)
BİRİNCİ FARK	DLEGE	-8,8248 *** (2008-12)	-7,3443 *** (2008-08)	-8,7756 *** (2008-12)	-8,5709 *** (2008-08)
	DLBIST	-13,4687 *** (2008-12)	-12,9861 *** (2008-06)	-13,6695 *** (2008-06)	-13,6695 *** (2008-07)
	DLUSD	-10,9873 *** (2018-04)	-9,9600 *** (2018-06)	-10,8175 *** (2018-04)	-10,3044 *** (2008-10)
	DLALTIN	-11,1655 *** (2011-04)	-10,7158 *** (2011-06)	-11,1281 *** (2011-08)	-10,7032 *** (2011-06)

Not: *, **, *** sırayla %10, %5, %1 önem düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler kırılma dönemlerini vermektedir.

Tablo 2'deki Lee-Strazicich iki kırılmalı minimum LM birim kök testi sonuçlarına göre; düzey değerinde LALTIN, LBIST serileri Model A ve Model C ye göre, EGE serisi Model C ye göre yapısal kırılmanın olmadığı ve birim kökün olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir. Serilerin farkı alındığında tüm serilerde %1 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılma varlığı, birim kökün yokluğunu kabul eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. Kırılma dönemlerinin genel itibariyle 2008, 2009, 2018 resesyon yıllarına işaret ettiği görülmektedir. Özellikle farkı alınmış serilerde altın dışında kırılma zamanlarının 2008 ve 2018 yıllarını işaret etmesi bu değişkenlerin birlikte hareket ettiği ve etkileşimde olduğunu göstermektedir.

Tablo 3: Toda-Yamamoto (1995) ve Bootstrapa Dayalı Hacker-Hatemi (2005, 2006) Granger Nedensellik Test Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	M-Wald istatistiği	Bootstrap Kritik Değer		
		%1	%5	%10
DLEGE => DLUSD	5,138	14,308	9,808	7,919
DLUSD => DLEGE	25,235***	14,321	9,831	7,955

DLALTIN => DLEGE	13,682***	13,581	9,780	7,832
DLEGE => DLALTIN	1,332	14,015	9,900	7,987
DLEGE => DLBIST	12,027**	14,054	9,785	7,987
DLBIST => DLEGE	16,303***	13,877	9,807	7,998

Not: *, **, *** sırayla %10, %5, %1 önem düzeyini göstermektedir.

Tablo 3'te Toda-Yamamoto (1995) ve Bootstrapa dayalı Hacker-Hatemi (2005, 2006) Granger Nedensellik Testi sonuçları görülmektedir. Sonuçlara göre dolar, altın ve borsa bileşik endeksinden ekonomik güven endeksine doğru %1 anlamlılık düzeyinde bir nedensellik bulunmaktadır. Fakat ekonomik güven endeksinden yalnızca borsa bileşik endeksine %5 anlamlılık düzeyinde bir nedensellik gözlenmektedir. Güven endeksinin etkileyen olmaktan ziyade etkilenen olduğu gözlenmektedir. Bu nedenselliklerin kaynaklarını daha iyi algılayabilmek için değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin karşılıklı etkileşimi incelenmek istenmiştir. Bu amaçla, Hatemi ve Roca (2014) asimetrik nedensellik testine geçilmiştir.

Tablo 4: Hatemi ve Roca (2014) Asimetrik Nedensellik Analizi Sonuçları

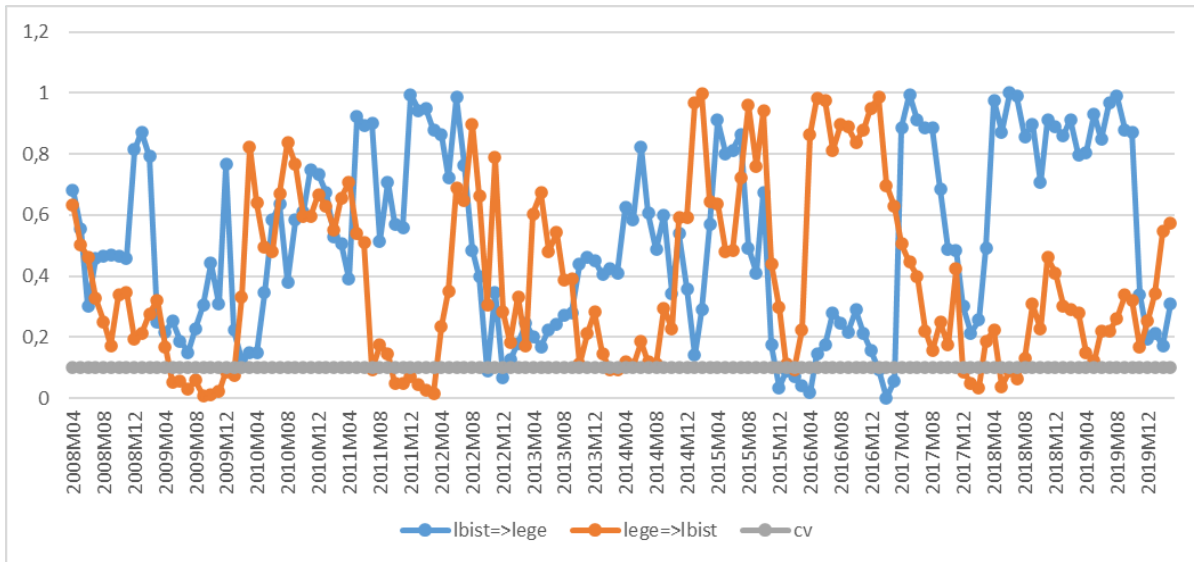
Nedenselliğin Yönü	M-Wald	Olasılık	Bootstrap Kritik Değer		
			%1	%5	%10
LALTIN ⁺ => LEGE ⁺	8,852	0,012**	12,158	7,612	5,224
LALTIN ⁺ => LEGE ⁻	0,747	0,688	12,584	6,394	4,604
LALTIN ⁻ => LEGE ⁻	6,605	0,037**	16,697	7,785	4,694
LALTIN ⁻ => LEGE ⁺	3,159	0,206	20,032	7,785	5,016
LUSD ⁺ => LEGE ⁺	2,363	0,370	19,288	7,671	5,327
LUSD ⁺ => LEGE ⁻	3,042	0,219	12,159	6,685	4,895
LUSD ⁻ => LEGE ⁻	0,435	0,805	9,861	5,986	4,626
LUSD ⁻ => LEGE ⁺	1,791	0,408	10,267	6,373	4,400
LBIST ⁺ => LEGE ⁺	7,871	0,020**	9,451	6,854	4,621
LBIST ⁺ => LEGE ⁻	1,001	0,606	10,087	6,451	4,402
LBIST ⁻ => LEGE ⁻	7,610	0,022**	12,502	7,281	4,765

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

LBIST ⁻ => LEGE ⁺	1,837	0,399	17,010	8,100	5,664
---	-------	-------	--------	-------	-------

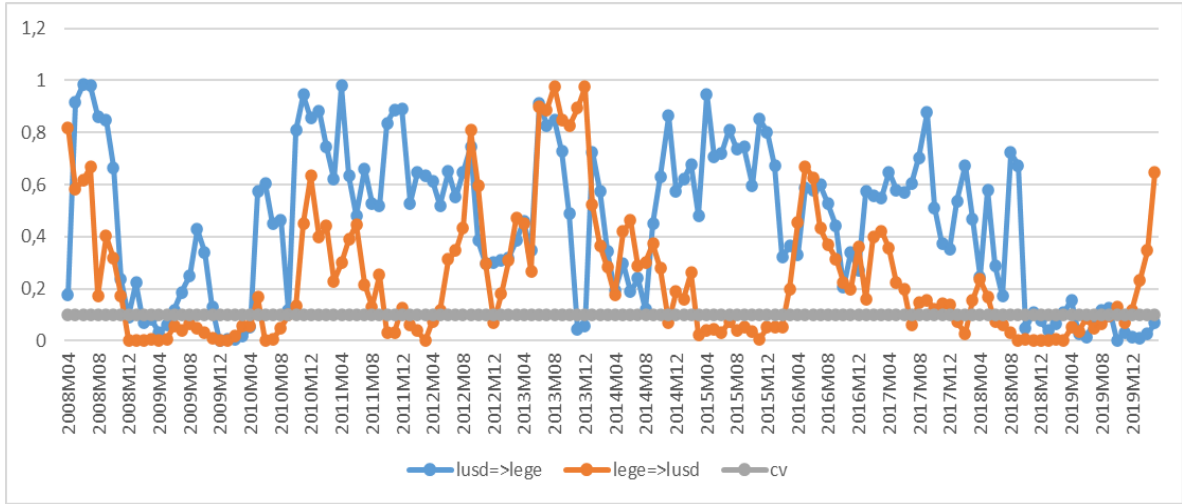
Not: \neq notasyonu, nedenselliğin olmadığı H0 hipotezini göstermektedir. Parantez içindeki değerler, asimptotik olarak olasılık değerlerini göstermektedir. *, **, *** sırayla %10, %5, %1 önem düzeyini belirtmektedir. Bootstrap sayısı ise 10.000'dir.

Tablo 4'teki test sonuçlarına göre, altın serisinin pozitif değerlerinden LEGE serisinin pozitif değerlerine, altın serisinin negatif değerlerinden LEGE serisinin negatif değerlerine bir nedensellik vardır. Altın fiyatları yükselişinin LEGE serisini yükselttiği, altın fiyatlarındaki düşüşün LEGE serisini düşürdüğü şeklinde yorumlanabilir. LBIST serisinin pozitif değerlerinden LEGE serisinin pozitif değerlerine, LBIST serisinin negatif değerlerinden LEGE serisinin negatif değerlerine bir nedensellik vardır. Bu sonuçlardan altın ve borsa ile ekonomik güven endeksi arasında aynı yönlü bir etkileşimin olduğu gözlenmektedir. Bu serilerin hangi dönemlerde nedensellik olduğunu görebilmek için Balcılar vd. tarafından geliştirilen bootstrapa dayalı kayan pencere nedenselliğe bakmak anlamlı olacaktır. Balcılar vd. (2010) bootstrapa dayalı kayan pencere nedensellik testi sonuçları Grafik 1, Grafik 2 ve Grafik 3'te gösterilmektedir.



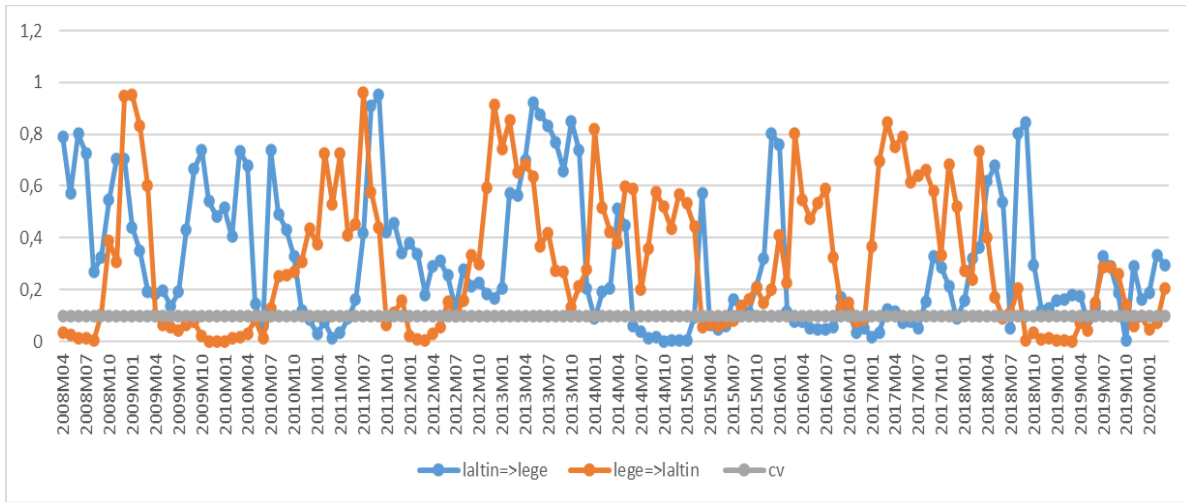
Grafik 1: Borsa İstanbul Endeksi Ekonomi Güven Endeksi Nedensellik İlişkisi

Grafik 1'de, LBIST endeksi ile LEGE arasındaki asimetric nedensellik ilişkisi kritik değeri 0,1 alınarak oluşturulmuştur. LBIST endeksinin 2009, 2011 ve 2018 yıllarında ekonomik güven endeksini etkilediği görülmektedir. Ekonomik güven endeksinin ise 2012, 2015 ve 2016 yıllarında Borsa İstanbul endeksini etkilediği görülmektedir.



Grafik 2: Dolar Kuru Ekonomik Güven Endeksi Nedensellik İlişkisi

Grafik 2’de iki değişken arasındaki asimetric nedensellik ilişkisi kritik değeri 0,1 alınarak oluşturulmuştur. Dolar kurunun 2008, 2009, 2018, 2019 yıllarında ekonomik güven endeksin etkilediği, ekonomik güven endeksinin ise 2008, 2009, 2011, 2015, 2017, 2018, 2019 yılları gibi daha geniş zaman diliminde dolar kurunu etkilediği gözlenmektedir.



Grafik 3: Altın Fiyatları Ekonomik Güven Endeksi Nedensellik İlişkisi

Grafik 3’te iki değişken arasındaki asimetric nedensellik ilişkisi kritik değeri 0,1 alınarak oluşturulmuştur. Altın fiyatlarının 2011, 2014, 2016, 2017, 2019 yılında ekonomik güven endeksini etkilediği, ekonomik güven endeksinin ise 2008, 2009, 2010, 2012, 2018, 2020 yıllarında altın fiyatlarını etkilediği gözlenmektedir. Grafiklerde gözlenen sonuçlara göre değişkenler arasındaki etkileşim kırılma testinin ifade ettiği dönemlerden daha geniş bir dağılımı ve etkileşimin yüksek olduğunu göstermektedir.

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

Durağanlığı sağlamak amacıyla farkları alınmış serilerin pozitif ve negatif bileşenlerinin sabit terim dikkate alınmadan ikişerli eşitlikler halinde en küçük kareler yöntemi ile elde edilen sonuçlarından üretilen kalıntı serilerinin birim kök testleri ile ulaşılan Granger - Yoon (2002) Saklı Eşbütünleşme Testi Sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Granger- Yoon (2002) Saklı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test İstatistiği			
Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Sabit Terimli	Trendli
LEGE ⁻	LUSD ⁻	-13,7984***	-13,8458***
LEGE ⁻	LALTIN ⁻	-13,8793***	-13,9586***
LEGE ⁻	LBIST ⁻	-14,5832***	-14,7507***
LEGE ⁻	LUSD ⁺	-13,7984***	-13,8458***
LEGE ⁻	LALTIN ⁺	-15,2629***	-15,4318***
LEGE ⁻	LBIST ⁺	-13,6581***	-13,7764***
LEGE ⁺	LUSD ⁻	-16,8458***	-16,8426***
LEGE ⁺	LALTIN ⁻	-16,2532***	-16,2826***
LEGE ⁺	LBIST ⁻	-14,4345***	-14,4586***
LEGE ⁺	LUSD ⁺	-14,6444***	-14,6278***
LEGE ⁺	LALTIN ⁺	-14,6443***	-14,6279***
LEGE ⁺	LBIST ⁺	-15,7491***	-15,8029***

Not: *, **, *** sırayla %10, %5, %1 önem düzeyini göstermektedir.

Test sonuçlarına göre Toda-Yamamoto (1995) ve Bootstrapa dayalı Hacker-Hatemi (2005, 2006) Granger Nedensellik Testi sonuçlarında olduğu gibi uzun dönemde altın, dolar, borsa değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenleri ile güven endeksinin pozitif ve negatif bileşenleri arasında kuvvetli bir ilişki vardır. Serilerin negatif ve pozitif bileşenleri arasındaki saklı eşbütünleşme ilişkisi, değişkenler arası ilişkinin yönü bakımından Hatemi-J ve Irandoust (2012) Saklı Eşbütünleşme Testi Sonuçları ile de uyumaktadır.

Tablo 5: Hatemi J ve Irandoust (2012) Saklı Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği (Trace)	0.05 Kritik Değer	Olasılık
H0: r = 0	0.520498	504.6339	159.5297	0.0000
H0: r ≤ 1	0.467702	389.9727	125.6154	0.0000
H0: r ≤ 2	0.345238	291.6066	95.75366	0.0000
H0: r ≤ 3	0.328486	225.5431	69.81889	0.0000
H0: r ≤ 4	0.319057	163.4207	47.85613	0.0000
H0: r ≤ 5	0.242159	103.4735	29.79707	0.0000
H0: r ≤ 6	0.185388	60.21757	15.49471	0.0000
H0: r ≤ 7	0.165537	28.23090	3.841466	0.0000
	Özdeğer	Mak. Özdeğer İstatistiği	0.05 Kritik Değer	Olasılık
H0: r = 0	0.520498	114.6612	52.36261	0.0000
H0: r ≤ 1	0.467702	98.36614	46.23142	0.0000
H0: r ≤ 2	0.345238	66.06351	40.07757	0.0000
H0: r ≤ 3	0.328486	62.12237	33.87687	0.0000
H0: r ≤ 4	0.319057	59.94716	27.58434	0.0000
H0: r ≤ 5	0.242159	43.25596	21.13162	0.0000
H0: r ≤ 6	0.185388	31.98667	14.26460	0.0000
H0: r ≤ 7	0.165537	28.23090	3.841466	0.0000

Tablo 5'te saklı eşbütünlüşme analiz sonucu yer almaktadır. Analize göre serilerin negatif ve pozitif bileşenleri arasında en az yedi defa eşbütünlüşme meydana gelmektedir. Serilerin negatif ve pozitif bileşenlerinin uzun dönem ilişkileri, Grafik 1, 2, 3'te Balcılar vd. (2010) Bootstrapa dayalı kayan pencere nedenselliği çözümünde de ayrıca görülmektedir.

5. SONUÇ

Toplumun özellikle de tasarruf sahiplerinin kararları mutlaka beklentilerine göre şekillenmektedir. Beklenti hataların oluşmaması için bir takım rehber bilgilere ihtiyaç duyacaklardır. Bu rehber göstergelerden bir tanesi hem tüketici hem de üretici etkilemenin yanında tüm ekonomik birimlerin davranışlarını yönlendirmede etkili olan ekonomik güven endeksidir. Ekonomik güven endeksinin hem üreticinin hem de tüketicinin harcama ve tasarruf kararlarına etkinliği tartışılmaz. Aynı şekilde üretici ve tüketici kararlarının ekonomik güven endeksine yansımaları kaçınılmaz görünmektedir. Bu etkileşimin hızlı ve derin olmasının ekonomik aktiviteye yansımalarının ekonomik daralmalara ve genişlemeler ile sonuçlanması da olasıdır. Türkiye ekonomisi için böyle bir etkileşim boyutunun ekonomik krizleri bile işaret edebilme olasılığı bulunmaktadır. Böylesi bir etkileşim boyutunda Türkiye’de tasarruf sahiplerinin en kolay ulaşılabildikleri ve kaynaklarını aktarabildikleri başka bir deyişle ekonomik beklentilerinin hızlı bir yansımaları olan altın, döviz kuru ve borsa ile ekonomik güven endeksi arasındaki ilişkinin varlığı ve yönünün belirlenmeye ihtiyacı vardır.

Bu amaçla, Ekonomik Güven Endeksi (LEGE) ile altın fiyatları, Dolar kuru ve BIST 100 Endeksi arasındaki ilişki analizi için ADF ve PP birim kök ve içsel kırılmalı Zivot-Andrews testi uygulanmıştır. Bu testte de ADF ve PP birim kök testlerindeki gibi değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları tespit edilmiş, ayrıca 2008, 2011, 2018 yıllarında kırılmaları işaret ettiği görülmektedir. Genel itibarıyla kırılmalar, EGE ve BIST için 2008 yılını, ABD dolar kuru için 2018 yılını ve altın fiyatları için ise 2011 yılını işaret etmektedir. 2008 ve 2018 tarihleri Türkiye ekonomisi için resesyon dönemleri olarak nitelenebilir.

Toda-Yamamoto (1995) ve Bootstrapa Dayalı Hacker-Hatemi-J (2005, 2006) Granger Nedensellik Testi uygulama sonuçlarına göre; dolar kuru, altın fiyatları ve BIST endeksinden ekonomik güven endeksine doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik, EGE’den de BIST endeksine doğru %5 anlamlılık düzeyinde nedensellik bulgusu elde edilmiştir. Bu sonuçlar dolar kuru, altın ve borsa nın güven endeksini etkilediği, güven endeksinin borsayı etkilediği gösterirken güven endeksinin etkileyen değil etkilenen olduğu görülmektedir. Bu etkileşimin başka bir yönü halkın altın, dolar ve borsaya yöneliminin hızlı olduğu ve bunun güvene yansıdığı, güven algısının değişmesinin daha yavaş olduğu ve altın, dolar ve borsaya yansımalarının zayıfladığı söylenebilir.

Değişkenler arasındaki ilişkiyi daha ayrıntılı çözümlmek için pozitif ve negatif bileşenlerinin karşılıklı etkileşimi incelemek amacıyla asimetrik nedensellik için Hatemi J - Roca (2014) asimetrik nedensellik testi uygulanmıştır. Test sonuçlarına göre; altın ve borsa değişkeni pozitif bileşenlerinin LEGE pozitif bileşenlerini, borsa negatif bileşenlerinin LEGE negatif bileşenlerini altın negatif bileşenlerinin LEGE’de negatif bileşenlerini etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenlerin hangi dönemlerde nedensellik göstermek için Balçılar vd. (2010) tarafından geliştirilen bootstrapa dayalı kayan pencere nedensellik testi uygulanmıştır.

Borsa endeksinin, LEGE’ni 2009, 2011 ve 2018 yıllarında; Dolar kurunun 2008, 2009, 2018, 2019 yıllarında, altın fiyatlarının 2011, 2014, 2016, 2017, 2019 yılında etkilediği bulunmuş iken, LEGE’nin ise borsa endeksini 2012, 2015 ve 2016 yıllarında, dolar kurunu 2008, 2009, 2011, 2015, 2017, 2018, 2019 yılları gibi daha geniş zaman diliminde, altın fiyatlarını ise 2008, 2009, 2010, 2012, 2018, 2020 yıllarında etkilediği gözlenmektedir. Bu etkilerin serilerde kırılma yıllarını da gösteren 2008, 2009, 2018, 2019 yıllarında yoğunlaşması Türkiye’de ekonomik olumsuzlukların yaşandığı dönemlerde veya olumsuzlukların yaşanmasında değişkenler arasında etkileşimin etkin olduğuna işaret etmektedir

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin görülmesi için Granger-Yoon (2002) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Granger-Yoon (2002) test sonuçlarına göre, borsa, dolar kuru ve altın değişkenlerinin negatif ve pozitif bileşenlerinin, LEGE'nin negatif ve pozitif bileşenleri ile %1 anlamlılık düzeyinde uzun dönem ilişkisi mevcuttur. Hatemi-J ve Irandoust (2012) saklı eşbütünleşme testinde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenleri arasında en az yedi defa eşbütünleşme vektörü olduğu bulgusu uzun dönemli ilişkiyi kuvvetlendirmektedir. Test sonuçlarına göre Toda-Yamamoto (1995) ve Bootstrapa dayalı Hacker-Hatemi (2005, 2006) Granger Nedensellik testi sonuçlarında olduğu gibi uzun dönemde altın, borsa, borsa değişkenlerin potizif, nefatif bileşenleri ile güven endeksinin potizif ve negatif bileşenleri arasında kuvvetli bir ilişki vardır. Serilerin negatif ve pozitif bileşenleri arasındaki saklı eşbütünleşme ilişkisi, değişkenler arası ilişkinin yönü bakımından Hatemi-J ve Irandoust (2012) Saklı Eşbütünleşme Testi Sonuçları ve Balcılar vd. (2010) bootstrapa dayalı kayan pencere nedenselliği çözümünden elde edilen sonuçları ile örtüşmektedir.

Yapılan analiz sonucunda her ekonomide olduğu gibi, Türkiye'de de ekonomik güven endeksinin ülke ekonomisi için önemli bir gösterge olduğu, ekonomik güven endeksinin Türk insanının hızlı ve güvenilir bir yatırım aracı olarak gördüğü altın, döviz ve borsanın değişimlerinden güçlü bir şekilde etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan ekonomik güven endeksinden borsaya doğru bir etkileşim tespit edilmiş iken altın ve dolara doğru güçlü bir etkileşim tespit edilememiştir. Bu amaçla Türk ekonomisine güven sağlamak ve ekonomik istikrar için altın, döviz ve borsa da hareketliliği azaltmak gerekmektedir. Bu amaçla halkın tasarrufları uzun vadeli yatırım araçlarına yönlendirilerek reel sektöre aktarım sağlayan araçlara özellikle bankacılık sektörüne yönlendirilmeye çalışılmalıdır. Bu yönlendirme mikro içerikli araçları kapsayan geniş çaplı farklı bir çalışma ile de ele alınabilir.

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

KAYNAKÇA

- Adıgüzel, U., Bayat, T., & Kayhan, S. (2016). Petrol Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi: Asimetrik Nedensellik Analizi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 17(2), 241-252.
- Ahmed, R. R., & Vveinhardt, J. (2018). Estimation of Causal Relationship Between World Gold Prices and Kse 100 Index: Evidence From Johansen Cointegration Technique. *Acta Oeconomica*, 68(1), 51-77.
- Ak, M. Z., & İnal, V. (2017). Türkiye’de Terör ve Doğrudan Yabancı Yatırım: Saklı Eşbütünleşme ve Asimetrik Nedensellik İlişkisi. *Bilgi Dergi*, 19(2), 27-43.
- Akdağ, S. (2019). VIX Korku Endeksinin Finansal Göstergeler Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(1), 235-256.
- Aksoy, M., & Topcu, N. (2013). Altın ile Hisse Senedi ve Enflasyon Arasındaki İlişki. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 59-78.
- Aktaş, C., & Yılmaz, V. (2008). Gümrük Birliği Sonrası Türkiye’nin İhracat Fonksiyonunun Tahmini. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (13), 89-104.
- Albeni, M., & Demir, Y. (2005). The Effects of Macroeconomic Indicators on Stock Prices of Financial Sector: An Application on Istanbul Stock Exchange. *Mugla University Journal of Social Sciences*, (14), 1-18.
- Balcılar, M., Özdemir, Z. A., & Arslantürk, Y. (2010). Economic Growth and Energy Consumption Causal Nexus Viewed Through A Bootstrap Rolling Window. *Energy Economics*, (32), 1398-1410.
- Bali, S., & Cinel, M. O. (2011). Altın Fiyatlarının İMKB 100 Endeksine Etkisi ve Bu Etkinin Ölçülmesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(3-4), 45-63.
- Beşel, F., & Yardımcıoğlu, F. (2016). Tüketici Güven Endeksi İle Makro Değişkenler Arasındaki İlişki. *Uluslararası Politik, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Kongresi Bildiri Kitabı* (475-487). Uluslararası Politik, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Kongresi, İstanbul.
- Bicil, İ. M., Başarır, Ç., & Yılmaz, Ö. (2018). Tüketici Güven Endeksi ile Seçilmiş Finansal ve Makroekonomik Göstergeler Arasındaki İlişki. *ICOAEF '18 Full Paper Proceeding* (732-740). IV. International Conference on Applied Economics and Finance & Extended with Social Sciences, Kuşadası.
- Cingöz, F., & Kendirli, S. (2019). Altın Fiyatları, Döviz Kuru ve Borsa İstanbul Arasındaki İlişki. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(4), 545-554.
- Çalışkan, Ş., Karabacak, M., & Meçik, O. (2017). Türkiye Ekonomisinde Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Bootstrap Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Yaklaşımı. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (33), 45-56.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dooley, M. P., Isard, P., & Taylor, M. P. (1992). Exchange Rates. Country Preferences and Gold. *IMF Working Paper*.

- Efron, B. (1979). Computers and The Theory of Statistics: Thinking The Unthinkable. *SIAM Review*, 21(4), 460-480.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Eyüboğlu, K., & Eyüboğlu, S. (2017). Ekonomik Güven Endeksi ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 603-614.
- Gövdeli, T. (2016). Türkiye’de Eğitim-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünleşme Analizi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(3), 223-238.
- Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. *Economics Working Paper*, (2), 1-48.
- Güngör, S. (2019). Ekonomik Güven Endeksi ve Finansal Yatırım Araçları Getirileri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 2007-2017 Döneminde ABD Doları ve Altın Getirileri Örneği. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17, 22-39.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2005). A Test for Multivariate ARCH Effects. *Applied Economics*, 12(7), 411-417.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality Between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric Causality Tests with an Application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2012). Asymmetric Interaction Between Government Spending and Terms of Trade Volatility. *Journal Of Economic Studies*, 39(3), 368-378.
- Hatemi-J, A., & Roca, E. (2014). 2014-01: BRICS and PIGS in The Presence of Uncle Sam and Big Brothers: Who Drive Who? Evidence Based on Asymmetric Causality Tests. *Griffith Business School Discussion Papers Finance*, 1-18.
- İbicioğlu, M., Kapusuzoğlu, A., & Karan, M. B. (2013). Türkiye’deki Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 5-16.
- İpekten, O. B., & Aksu, H. (2009). Alternatif Yabancı Yatırım Araçlarının İMKB İndeksi Üzerine Etkisi. *Journal of Graduate School of Social Sciences*, 13(1).
- Kandır, S. Y. (2006). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: İMKB Mali Sektör Şirketleri Üzerinde Bir Uygulama. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(2), 217-230.
- Kaya, A., & Coşkun, A. (2015). VIX Endeksi Menkul Kıymet Piyasalarının Bir Nedeni Midir? Borsa İstanbul Örneği. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(1), 175-186.
- Kırman, O. (2016). Dolar Endeksi ve Altın Fiyatı Dalgalanmaları Arasındaki İlişkinin Piyasa Kanısının Sınanması. *Marmara Üniversitesi İktisadi Bilimler Zirvesi*. Congreconomics 2016, İstanbul.

**ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

- Koçyiğit, A., Bayat, T., & Kılıç, M. E. (2012). Borç ve Yapısal Kırılmalar: 1990-2011 Türkiye Örneği. *İnönü Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi İdari Bilimler*, 21-30.
- Koutris, A., Heracleous, M. S., & Spanos, A. (2008). Testing for Nonstationarity Using Maximum Entropy Resampling: A Misspecification Testing Perspective. *Econometric Reviews*, 27(4-6), 363-384.
- Köse, A. K., & Akkaya, M. (2016). Beklenti ve Güven Anketlerinin Finansal Piyasalara Etkisi: BIST 100 Üzerine Bir Uygulama. *Bankacılar Dergisi*, (99), 3-15.
- Küçükçolak, A., Büyükakın, F., & Küçükçolak, N. (2019). Cointegration of Equity and Gold Markets: Evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 9(2), 32-40.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003, Kasım). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Levin, E. J., & Wright, R. E. (2006). Short-Run and Long-Run Determinants of The Price of Gold. *Research Study*, 32, 1-68.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Science & Business Media.
- Mishkin, F. (2018). *Makroekonomi Politika ve Uygulama* (2. Baskı). (S. Sezgin, & M. Şentürk, Çev.) Nobel Akademik Yayıncılık.
- Moccerro, D. N., & Winograd, C. (2006). Real Exchange Rate Volatility and Exports: Argeantine Perspectives. 1-39.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 1361-1401.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Poyraz, E., & Didin, S. (2008). Altın Fiyatlarındaki Değişimin Döviz Kuru, Döviz Rezervi Ve Petrol Fiyatlarından Etkilenme Derecelerinin Çoklu Faktör Modeli ile Değerlendirilmesi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(2), 93-104.
- Shukur, G., & Mantalos, P. (2000). A Simple Investigation of The Granger-Causality Test in Integrated-Cointegrated VAR Systems. *Journal of Applied Statistics*, 27(8), 1021-1031.
- Sjaastad, L. A. (2008). The Price of Gold And The Exchange Rates: Once Again. *Resources Policy*, 33(2), 118-124.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tokat, H. A. (2013). Altın, Döviz ve Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık Etkileşimi Mekanizmasının Analizi. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, (48), 151-162.
- Topuz, Y. V. (2011). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(1), 53-65.

- TÜİK. (2017, Nisan 27). *Ekonomik Güven Endeksinde Yapılan Ana Revizyona İliŐkin Metodolojik Döküman*.
http://www.tuik.gov.tr/indir/metodolojikdokumanlar/ege_Metod_tr_27_04_2017.pdf.
- TÜİK. (2020, Mart 27). *TÜİK*. http://www.tuik.gov.tr/pretablo.do?alt_id=1102.
- TÜİK. (2020, Şubat 20). *TÜİK Haber Bülteni*.
<http://www.tuik.gov.tr/prehaberbultenleri.do?id=33902>.
- TÜİK. (2020, Şubat 27). *TÜİK Haber Bülteni*.
<http://www.tuik.gov.tr/prehaberbultenleri.do?id=33926>.
- Wang, Y. S., & Chueh, Y. L. (2013). Dynamic Transmission Effects Between The Interest Rate, The US Dollar, and Gold and Crude Oil Prices. *Economic Modelling*(30), 792-798.
- Yavuz, N. Ç. (2006). Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi:Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.
- Yılancı, V., & Bozoklu, Ş. (2014). Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İliŐkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi. *Ege Akademik Bakış*, 14(2), 211-220.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on The Great Crash, The Oilprice Shock and The Unit Root Hypothesis. *Journal Of Business and Economic Statistics*, 10(3), 25-44.

EXTENDED ABSTRACT

The study was conducted to examine the possible relationship of gold, foreign exchange and stock exchange with the economic confidence index among the preferred investment instruments in Turkey. In many countries of the world, indices based on consumer confidence and examining the issue in terms of demand are among the generally used methods. In addition, the economic confidence index, including supply and investments and providing a more comprehensive perspective than the consumer confidence index, is also used in Turkey. In addition to the consumer confidence index, indices for the manufacturing industry, service sector, retail trade and construction sectors are also significant elements of the economic confidence index. In terms of being a comprehensive index taking the behavior of both consumers and producers into account, it was intended to examine the relationship between the economic confidence index and the investment instruments in Turkey in order to see if there is an index that economic units take into account in their investment decisions. In this context, the relationship between gold, foreign exchange and stock exchange investment instruments and economic confidence index was investigated, as they are easily accessible to many savers in Turkey.

In the study, stock market index, gold prices, exchange rate and economic confidence index data were subjected to a series of analyses. In terms of being a study conducted in Turkey, BIST U-100 index for stock market index, bullion prices for gold prices, US dollar sales rates from the Central Bank of Turkey electronic data exchange system for exchange rate and economic confidence index data from Turkish Statistical Institute were also utilized. The research data consist of average monthly data for the period 2007:1 – 2020:03 and the data sets were formulated by taking logarithms.

In the study, variables unit root tests, causality tests and cointegration analyses were performed. In addition, unit root tests with structural break, asymmetric causality tests and hidden co-analyses were also performed in order to reinforce theoretical signification. Extended Dickey-Fuller (1981) and Phillips-Perron (1988) unit root tests, followed by Lee-Strazicich (2003) unit root test with two structural breaks were applied, respectively.

For the analysis of relationships between variables, they were subjected to a series of causality analyses. These are Toda-Yamamoto (1995) and Bootstrap Based Hacker-Hatemi (2005, 2006) Granger Causality Test, Hatemi and Roca (2014) Asymmetrical Causality Analysis, Balçılar et al. (2010) Bootstrap Based Rolling Window Causality Test, Granger – Yoon (2002) Hidden Co-integration Test, Hatemi J and Irandoust (2012) Hidden Co-integration Test, respectively.

As a result of the extended Dickey-Fuller (1981) and Phillips-Perron (1988) unit root tests, the series were found to be stable in the constant model and the constant+trend model when the first difference of the variables was taken. Lee-Strazicich (2003) unit root test with two breaks, which allows structural breaks, was performed to see if the shocks in the period 2007:01-2020:03 affected the test results. After the first difference of the series was taken, the alternative hypothesis was accepted that structural breaks were accepted at the level of 1% signiability of all series. These breaking periods also point to 2008, 2009 and 2018. This suggests that the times of breakage other than gold acted together in 2008 and 2018.

According to the results of the Toda-Yamamoto (1995) and Bootstrap-based Hacker-Hatemi (2005, 2006) Granger Causality Test, there is a causality of 1% from the stock market, gold and dollar towards the economic confidence index, but a causality of 5% from the economic confidence

index to the stock market composite index alone was observed. From this point on, the interaction of positive and negative components of variables were examined and the asymmetric causality test of Hatemi and Roca (2014) was applied to determine the source of causality. According to the Hatemi and Roca (2014) asymmetric causality test, it was observed that there was a similar interaction between gold and the stock market and the economic confidence index.

In order to see in the causality relationship of the variables in these periods, it was decided to perform the Bootstrap-based rolling window causality test developed by Balcilar et al. (2010). According to the results of the rolling window causality test based on Bootstrap (2010), BIST index affected the economic confidence index in 2009, 2011 and 2018; similarly, the economic confidence index affected BIST index in 2012, 2015 and 2016. In addition, the dollar rate affected the economic confidence index in 2008, 2009, 2018, 2019; similarly, the economic confidence index affected the dollar exchange rate in the broader period including 2008, 2009, 2011, 2015, 2017, 2018, 2019. Finally, gold prices affected the economic confidence index in 2011, 2014, 2016, 2017, 2019; economic confidence index affected gold prices in 2008, 2009, 2010, 2012, 2018, 2020.

Granger - Yoon (2002) Hidden Co-integration Test was implemented, which was achieved by unit root tests of the residue series produced from the results of the positive and negative components of the different series obtained by the smallest squares method in two-way equations without taking into account the fixed term. According to the test results, a strong relationship was observed between the positive and negative components of gold, dollar, stock market variables and the positive and negative components of the economic confidence index in the long term. In terms of determining the direction of this intervariate relationship, Hatemi-j and Irandoust (2012) hidden co-integration test was applied. According to the results of the Hatemi-J and Irandoust (2012) Hidden Co-integration Test, it was found that there was at least seven co-ordination between the negative and positive components of the series, which coincided with the results of the Bootstrap-based rolling window causality test.

Savers act according to their expectations for the future when making investment decisions. This will shape their behavior, so they will use a lot of information that guides them to avoid making mistakes in the future. One of the indicators that informs investors is the economic confidence index, which is effective in guiding the behavior of economic units. It is seen that the economic confidence index affects producer and consumer decisions, while similarly producer and consumer decisions affect the economic confidence index. This interaction is also likely to have a positive or negative impact on the country's economy. For the Turkish economy, such an extent of interaction is likely to point to even economic crises. In Turkey, savers need to determine the existence and direction of the relationship between the gold exchange rate and the stock market and the economic confidence index, which are most easily accessible and able to transfer their information resources.

As a result of the present study carried out for providing information considering the relationship of these phenomena, the variables were analyzed and the results were indicated in the results section. As in any economy, the economic confidence index in Turkey is an important indicator for the country's economy, and the economic confidence index is strongly affected by the changes in gold, foreign exchange and stock market, which the Turkish people see as reliable investment tools. In addition, although an interaction was detected from the economic confidence index towards the stock market, no strong interaction towards gold and the dollar was detected. In line with these data, Provision of confidence and reduction of the mobility of gold, foreign

***ALTIN, BORSA, DÖVİZ PİYASALARININ EKONOMİK GÜVEN ENDEKSİNE ETKİ SINAMASI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ***

exchange and stock market are necessary in order to maintain economic stability in Turkish economy. For this purpose, the savings of the people should be directed to long-term investment vehicles that provide transfers to the real sectors especially to the banking sector.