



Arbitraj Fiyatlama Teorisinin Türkiye ekonomisinde geçerliliği: Küresel ekonomik kriz bağlamında ampirik bir analiz

Hüseyin Uslu ^{a*}, Önder Uzkaralar ^b

*a Bilim Uzmanı, Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, 80010 Osmaniye, TÜRKİYE.
e-posta: h.uslu80@hotmail.com
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-2642-1175>*

*b Dr. Öğretim Üyesi, Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, 80010 Osmaniye, TÜRKİYE.
e-posta: onderuzkaralar@osmaniye.edu.tr
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-5075-33057>*

MAKALE BİLGİSİ

*Geliş Tarihi: 16.12.2020
Kabul Tarihi: 20.03.2020
Çevrimiçi Kullanım Tarihi: 15.06.2020
Makale Türü: Araştırma makalesi*

Anahtar Kelimeler:

Arbitraj Fiyatlama Teorisi, Küresel Ekonomik Kriz, ARDL Sınır Testi.

ÖZ

Bu çalışmada Arbitraj Fiyatlama Teorisinin Türkiye ekonomisinde geçerliliği, 2002-2008; 2008-2019 dönemleri için iki ayrı analizle incelenmiştir. Çalışmada menkul kıymetlerin (Borsanın) getirilerini etkilediği değerlendirilen altın fiyatları, vadeli mevduat faiz oranları, döviz kuru, Merkez Bankası Öncü Göstergeler Endeksi ve VIX korku endeksi verileri kullanılmıştır. Serilerin durağanlıkları ADF birim kök testi ile sınanmış ve serilerin farklı derecelerden durağan oldukları belirlenmiştir. Modelde yer alan serilerin eşbütünleşik olup olmadıkları Sınır Testi yöntemiyle incelenmiş ve serilerin eşbütünleşik olduklarına karar verilmiştir. Regresyon analizleri ARDL yöntemiyle yapılmış ve altının sadece 2002-2008 yılları arasında kısa dönemde, dövizin her iki zaman aralığında da uzun dönemde de kısa dönemde de, mevduat faizlerinin 2002-2008 yılları arasında uzun dönemde BIST 100'ün ikamesi olduğu belirlenmiştir. Ayrıca mevduat faizlerinin 2008-2019 döneminde uzun dönemde, ülkedeki ekonomik konjonktürün 2002-2019 döneminde BIST 100 endeksini destekleyici etkilerinin olduğu belirlenmiştir. Dünyadaki finansal korku düzeyindeki (VIX) artışların ise BIST 100 endeksi getirilerini 2008 sonrası dönemde negatif yönde etkilediği görülmüştür. Modellerin hata düzeltme mekanizmaları çalışmaktadır.

Validity of the Arbitrage Pricing Theory in Turkey's economy: An empirical analysis in the context of global economic crisis

ARTICLE INFO

*Received: 16.12.2019
Accepted: 20.03.2019
Available online: 15.06.2020
Article Type: Research article*

ABSTRACT

In this study, validity of the Arbitrage Pricing Theory in Turkey's economy is investigated with two separate analyzes for the period of 2002-2008 and 2008-2019. In the study, gold prices, time deposit interest rates, exchange rate, Central Bank Leading Indicators Index and VIX fear index data which are considered to affect the returns of securities (Stock Exchange) are used. Stationarity of the series is tested

* Sorumlu yazar /Corresponding Author.

Doi: <https://doi.org/10.30855/gjeb.2020.6.2.006>

Keywords:

Arbitrage Pricing
Theory, Global
Economic Crisis,
ARDL Boundary Test

by ADF unit root test and the series are determined to be stationary at different levels. The cointegration of the series in the model is examined by Bounds Testing method and it is seen that the series are cointegrated. The regression analysis is performed by ARDL method and it is determined that gold is the substitute of BIST 100 just in the short term between 2002 and 2008, while foreign exchange is substitute of it both in the long and short term in the two periods. Moreover, the time deposit interest rates are substitutes of BIST 100 in the long term between 2002 and 2008. It is also found that the time deposit interest rates during the period of 2008-2019, similar to economic conjuncture in the country in the 2002-2019 periods, have a supportive effect on BIST 100 index in the long term. It is observed that the increases in financial fear level (VIX) negatively influence BIST 100 index returns in the post-2008 period. Error correction mechanisms of the models operate.

1. Giriş

Menkul (taşınabilir) kıymetler; şirketlere ait hisse senetleri, kamu ve özel sektöre ait borçlanma kâğıtları (bono ve tahviller) ve bunlara bağlı üretilen türev araçları ifade etmekte olup, ülkelerin finansal piyasalarının hacminin ve derinliğinin gelişmesinde oldukça önemli bir yere sahiptir. Klasik ve Neo-Klasik İktisat Teorilerine göre; ülkelerin dış borcunu artırmadan yatırım ve üretim faaliyetlerini sürdürebilmelerinin temel yolu; yurtiçi tasarrufların, yurtiçi yatırımları finanse edebilecek düzeyde olmasıdır (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2009, s. 100). Bu durum, ülkeleri finansal şoklar karşısında daha dayanıklı bir hale de getirecektir (Feyrer ve Shambaugh, 2012, s. 96-97). Yurtiçi tasarrufları artırabilmenin yolu ise; tasarruf sahiplerine, fonlarını kârlı ve güvenli bir şekilde değerlendirebilecekleri finansal enstrümanların sunulmasıdır (Yükseler, 2013). Bu konuda hanehalkı, özel firmalar ve kamu kesimine büyük sorumluluklar düşmektedir¹.

Menkul kıymetlerin işlem gördüğü en önemli finansal piyasalar; menkul kıymet borsaları olup, Türkiye’de bu alanda faaliyet gösteren kurum, Borsa İstanbul’dur (BIST). 1 Ocak 1986 yılında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) adıyla faaliyete başlayan ve 30 Aralık 2012’de ismi ve statüsü değiştirilip, bağımsız bir anonim şirket haline getirilen BIST (BIST, 2019), 23 Mart 2019 tarihi itibarıyla gerçekleşen 9.350.957.697 TL’lik işlem hacmi (Mynet Finans, 2019) ile Türkiye’deki en önemli finansal piyasa konumundadır. Yine 23 Mart 2019 tarihi itibarıyla 513 firmaya ait hisse senedi borsada işlem görmektedir (KAP, 2019).

Ülkelerin finansal piyasalarının işlem hacmini ve derinliğini artırabilme noktasında borsalara çok büyük görevler düşmektedir. Fon sahipleri, borsaya girebilmek için borsaların volatilitésinin (fiyat oynaklığının) düşük, kârlılığının istikrarlı ve yüksek olmasını beklemekte/arzu etmektedirler (Connor ve Korajczyk, 1993, s. 1). Bu noktada; borsaların getirilerini etkileyen faktörlerin neler olduğu sorusu gündeme gelmektedir. Arbitraj Fiyatlama Teorisi; borsaların getirilerinin sadece kendi iç dinamiklerine bağlı olmadığını, ulusal ve uluslararası makroekonomik dinamiklerle yakın etkileşim içinde olduğunu ifade etmektedir (Roll ve Ross, 1995, s. 126). O zaman, borsaların getirilerini etkileyen iç ve dış makroekonomik faktörlerin sıklıkla analiz edilmesinde ve elde edilen bulgular çerçevesinde yatırımcılara ve finansal aracı kurumlara yol gösterilmesinde yarar vardır.

Bu çerçevede çalışmada; Türkiye’de Borsa İstanbul’un (BIST 100) getirilerini etkileyen makroekonomik faktörler, 2002:M01-2008:M09 ve 2008:M10-2019:M02 dönemleri için ayrı ayrı, zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Analizin başlangıç dönemi olarak; Şubat 2001

¹ Örneğin; Türkiye’de dış borçlanmayı ve cari işlemler açığını azaltabilmek için devlet tarafından çıkartılan bireysel emeklilik (BES) fonuna zorunlu katılım uygulamasının işe yaramamasının, sisteme dahil edilenlerden %60’ının ilk 3 ayın sonunda sistemden çıkmış olmasının en önemli nedenleri; bu fonlara enflasyon oranı altında getiri sunulması, bankaların bu fonlardan yüksek miktarda hesap işletim ücreti alması, BES’e girenlere vaat edilen devlet teşviklerinin ancak kişiler 55 yaşına geldikten sonra tahakkuk ettirilecek olması gibi nedenlerdir. Tabii bu arada, ücretli çalışanların reel gelirlerinin düşük olması da bu alandaki en önemli etkenlerden biridir.

bankacılık ve döviz krizi sonrasında ekonomide görece istikrarın sağlandığı, 15 Nisan 2001'de açıklanan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programının uygulanmaya başlandığı ve TCMB tarafından enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulanmaya başlandığı dönem baz alınmıştır. 2008 küresel ekonomik krizi 15 Eylül 2008'de patlak verildiği için 2008:M09'a göre bir parçalama (bölme) yapılmış, MBONCU verilerine en son Şubat 2019 için ulaşılabildiği için son veri olarak 2019:M02 alınmıştır. Çalışmanın planı şu şekildedir. Girişi takiben ikinci bölümünde; Arbitraj Fiyatlama Teorisi hakkında teorik bilgiler verilmiş, üçüncü bölümünde; makroekonomik değişkenlerin menkul kıymetler borsası ile ilişkisi şekiller yardımıyla ortaya konulmuş, dördüncü bölümünde; konuyla ilgili literatürde yer alan çalışmaların kısa bir özeti verilmiştir. Beşinci bölümde ekonometrik uygulama gerçekleştirilmiş, sonuç ve değerlendirmelerle çalışma tamamlanmıştır. Bu çalışmanın; incelenen konu, kullanılan veri seti ve ekonometrik analiz yöntemleriyle ülke ekonomisine ve literatüre bir katkı sağlaması beklenmektedir.

2. Teorik çerçeve

Ross'un (1976) çalışmasıyla gündeme gelen Arbitraj Fiyatlama Teorisi'nde (AFT), sermaye varlıklarının fiyatlarının, bu varlıkların ortalama risk primlerinin toplamı ile diğer varlıkların beklenen getirileri toplamına eşit olduğu kabul edilmektedir. (Gonzales ve Rivera, 1997). AFT'de temel olarak; menkul kıymetlerin getirilerinin, sektördeki ve piyasadaki değişkenler tarafından belirlendiği ve bu getiri ile risk primi arasında pozitif ve kuvvetli bir ilişki olduğu kabul edilmektedir. AFT'de tam rekabet koşulları altında, bilgilere simetrik erişim (açıklık) ve işlem maliyetlerinin düşüklüğü (sıfıra yakın olması) durumunda piyasalar arbitraja fırsat tanımamaktadır ve portföy çeşitlendirmesi yapılarak riskler minimize edilebilmektedir (Demir ve Yağcılar, 2009, s. 37). AFT'nin işleyebilmesi için aşağıdaki ön koşullar sağlanmalıdır (Cihangir ve Kandemir, 2010, s. 261-262);

- i. Arbitraj yapacak kişinin portföy oluşturmak için yeni bir fona ihtiyacı yoktur. Yatırımcının, sahip olduğu hisse senetlerinden bir bölümünü satması ve elde ettiği fonla yeni hisse senetleri alması söz konusudur. Bu nedenle, $X_i; i$ hisse senedine yapılan yeni yatırım miktarı olmak üzere; $\sum_{i=1}^n X_i = 0$ olacaktır.
- ii. Arbitraj yapacak kişi herhangi bir riske girmemektedir. $X_i; i$ hisse senedine yapılan yeni yatırım miktarı ve $\beta_{1i}; i$ hisse senedinin 1 numaralı faktöre olan duyarlılığı olmak üzere; $\sum_{i=1}^n X_i \beta_{1i} = 0$ olacaktır.
- iii. Arbitraj yapacak yatırımcının kâr beklentisi $E(X_i)$ pozitifdir. Yani; $\sum_{i=1}^n E(X_i) > 0$ olmalıdır.

Arbitraj Fiyatlama modeli, yukarıdaki ön koşullara ek olarak aşağıdaki varsayımların gerçekleşmesini de gerektirmektedir (Nguyen vd., 2017, s. 14; Atıcı, Demir ve Ural, 2019, s. 109-110):

- i. Finansal piyasalarda tam rekabet koşulları (homojenite, atomisite, açıklık, mobilite) geçerlidir.
- ii. Yatırımcılar rasyoneldirler. Eşdeğer risk durumunda, yüksek getiriye, düşük getiriye tercih ederler.
- iii. Hisse senetlerinin getirileri, çok sayıda faktöre bağlıdır. Bu faktörler ile menkul kıymetlerin getirileri arasında doğrusal bir ilişki vardır.

AFT modelinde, bir i finansal varlığının, t zamanındaki getirisi (R_i); bu varlığın beklenen getirisi $E(R_i)$, tüm varlıkların beklenen getirilerini etkileyen ortak faktörler (δ_i) ve i varlığının j ortak faktörüne olan duyarlılığına (β_{ij}) bağlıdır.

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_{1i} \delta_{1t} + \beta_{2i} \delta_{2t} + \dots + \beta_{ki} \delta_{kt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

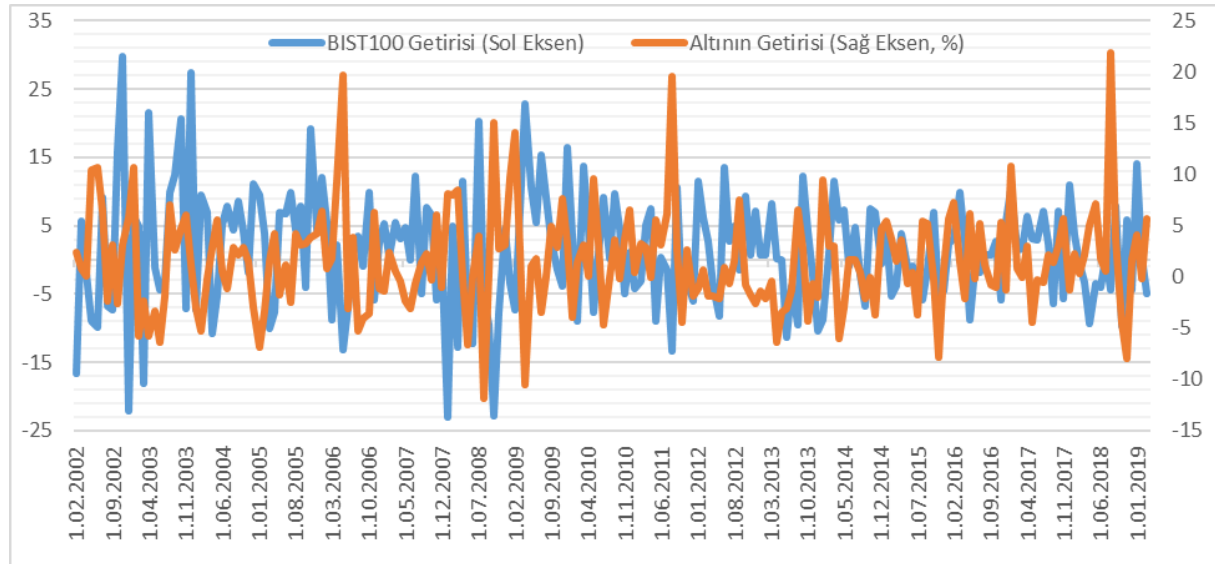
Burada ε_{it} ; hata terimleri serisi (i varlığının sistematik olmayan riski) olup, beklenen değerinin sıfır ($E(\varepsilon_i) = 0$), varyansının $E(\varepsilon_i^2) = \delta_i^2 < \infty$ olması beklenmektedir. Yine Denklem(1)'de

$i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, k$ ve $E(\delta_i) = 0$ 'dır. Finansal varlıkların risk-getiri ilişkisini ölçen AFT modeline getirilen en önemli eleştiri; Denklem (1)'de yer alan sistematik risk faktörlerinin açıkça belirtilmemiş olmasıdır (Akkum ve Vuran, 2005, s. 3). Aslında bu durum AFT modeli açısından bir eksiklik değil, değişen ekonomik koşullara göre modelin uyumunu kolaylaştıran bir esneklik olanağıdır.

AFT'de finansal varlıkların getirilerini etkileyen temel makroekonomik değişkenler gayrisafi yurtiçi hâsıla (GSYH), enflasyon, döviz kuru ve vadeli mevduatlara uygulanan faiz oranlarıdır (Yiğiter, Karabulut ve Sarı, 2018, s. 22). Bu faktörler arasına para arzı (M1, M2), altın fiyatları, sanayi üretim endeksi, kapasite kullanım oranı ve cari işlemler dengesi gibi faktörleri ekleyen araştırmacılar da bulunmaktadır (Atan, Kayacan ve Boztosun, 2005; Akkum ve Vuran, 2005; Tabak, 2006; Cihangir ve Kandemir, 2010; Çetin ve Bıtrık, 2015; Atıcı, Demir ve Ural, 2019). Cagnetti (2002), analizinde geniş (M2) değil dar anlamda para arzını (M1) kullanmayı tercih etmiştir. Menkul kıymetler piyasasındaki finansal araç sayısı ve bu araçların işlem hacmi arttıkça, risk primi de düşecektir (Atan, Kayacan ve Boztosun, 2005).

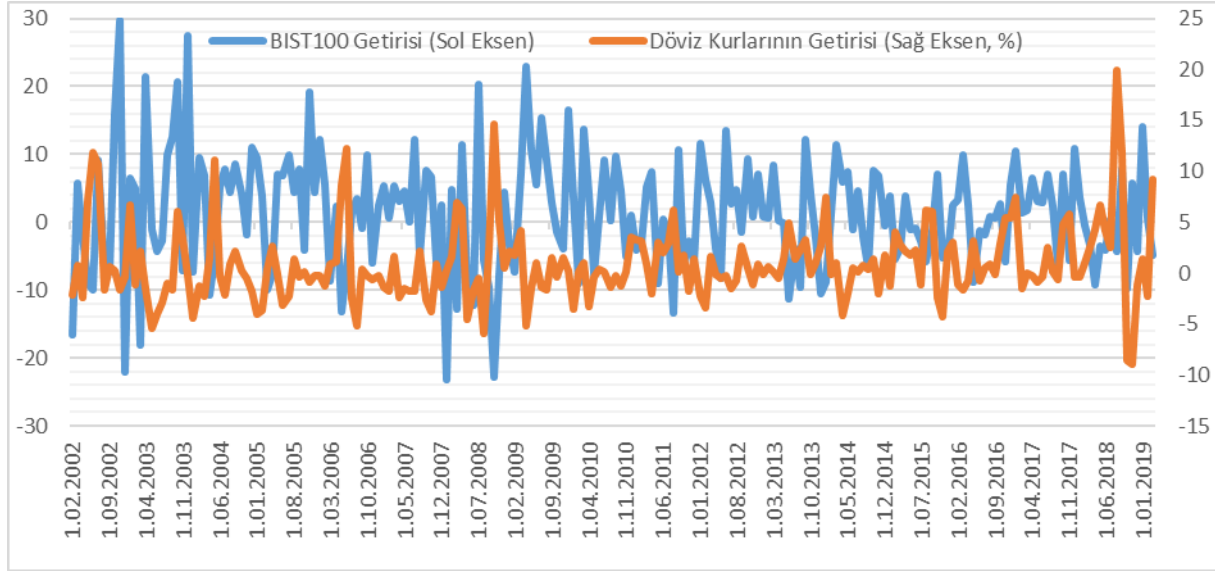
3. Türkiye'de makroekonomik değişkenlerin menkul kıymetler borsası ile ilişkisi

1980 yılına kadar ithal ikamesine dayalı, görece dışa kapalı bir ekonomik büyüme modeli izleyen Türkiye, 24 Ocak 1980 Ekonomik İstikrar Kararları ile ihracata dayalı, dışa açık ekonomik büyüme modeli uygulamaya başlamıştır. Bu bağlamda, 1 Ocak 1986'da İstanbul Menkul Kıymetler Borsası faaliyete geçmiş, 11 Ağustos 1989'da yayınlanan 32 Sayılı Karar ile Türk Lirası yabancı para birimleri karşısında konvertibl (dönüştürülebilir) hale getirilmiş ve her türlü sermaye hareketi serbest bırakılmıştır (finansal liberalizasyon). Zaman içinde borsada işlem gören şirket sayısı ve borsanın işlem hacmi önemli ölçüde artmıştır. 2002:M01-2019:M02 döneminde Borsa İstanbul'da en fazla işlem gören 100 hisse senedinin (BIST 100) getirisi (BIST100G) ile külçe (gram) altının getirisi (AG) arasındaki etkileşim Şekil 1'de yer almaktadır. BIST100G serisi oluşturulurken BIST 100 gün sonu kapanış değerleri arasındaki aylık yüzde değişim, AG serisi oluşturulurken de gün sonu 24 ayar gram altın satış fiyatlarındaki aylık yüzde değişim kullanılmıştır.



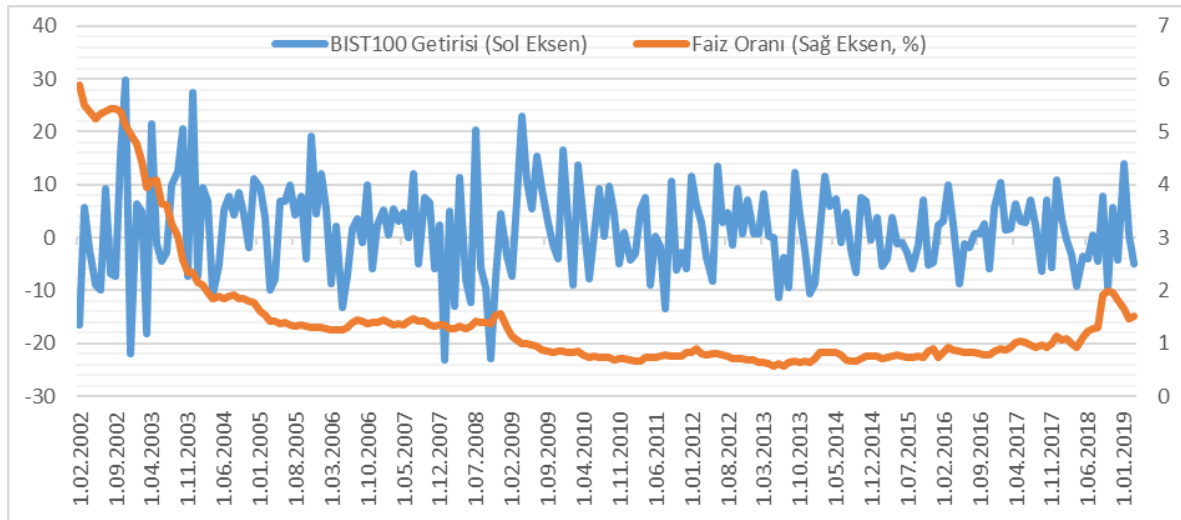
Şekil 1. BIST100G ile AG Arasındaki Etkileşim. (Kaynak: EVDS (2019a, 2019b)) verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 1'e göre BIST 100 endeksinin getirisi ile gram altının getirisi arasında görece ters yönlü bir ilişki vardır. Grafiğe dikkat edildiğinde; bu değişkenlerden biri artarken, aynı anda diğ erinin azaldığı dikkati çekmektedir. Bu durum; altının, Borsa İstanbul'un bir ikamesi olduğunu ima etmektedir. BIST100G ile döviz kurlarının getirisi (DG) arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek için Şekil 2 oluşturulmuştur. Burada DG serisi oluşturulurken, 1\$ ile 1€'nun satış fiyatları toplamının yarısı alınarak kur sepeti oluşturulmuş, sonra bu verideki aylık yüzde değişimler hesaplanmıştır.



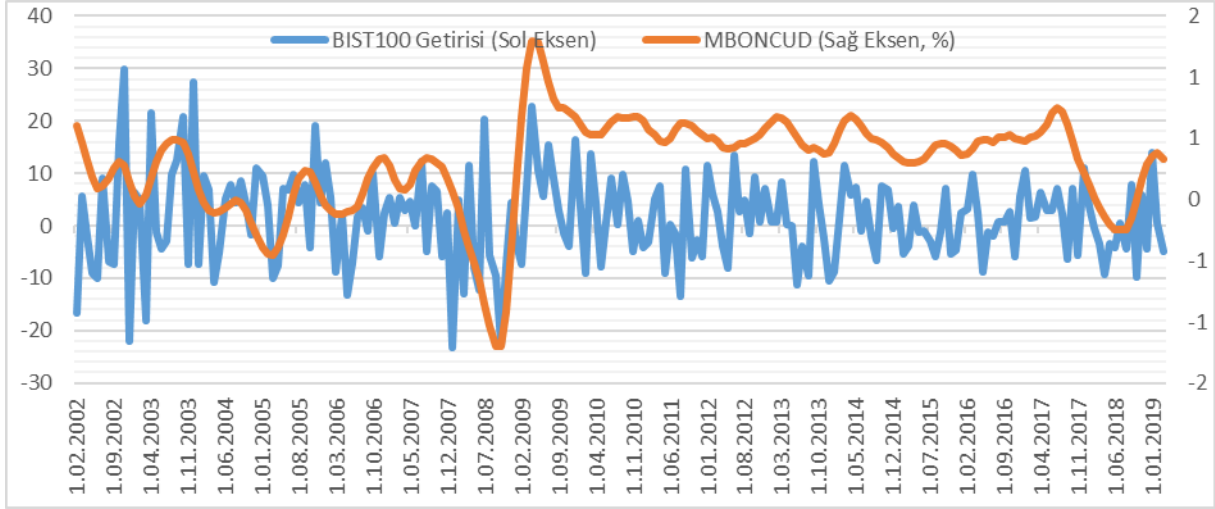
Şekil 2. BIST100G ile DG Arasındaki Etkileşim. (Kaynak: EVDS (2019a, 2019c)) verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 2'ye göre BIST 100 endeksinin getirisi ile döviz kurlarının getirisi (DG) arasında da ters yönlü bir ilişki olduğu görülmektedir. Çünkü yine bu değişkenlerden biri artarken, diğ eri azalmaktadır. Bu durum; dövizin, Borsa İstanbul'un bir ikamesi olduğuna işaret etmektedir. BIST100G ile 1 yıl ve daha uzun vadeli mevduatlara uygulanan ortalama faiz oranı (F) arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek için Şekil 3 oluşturulmuştur.



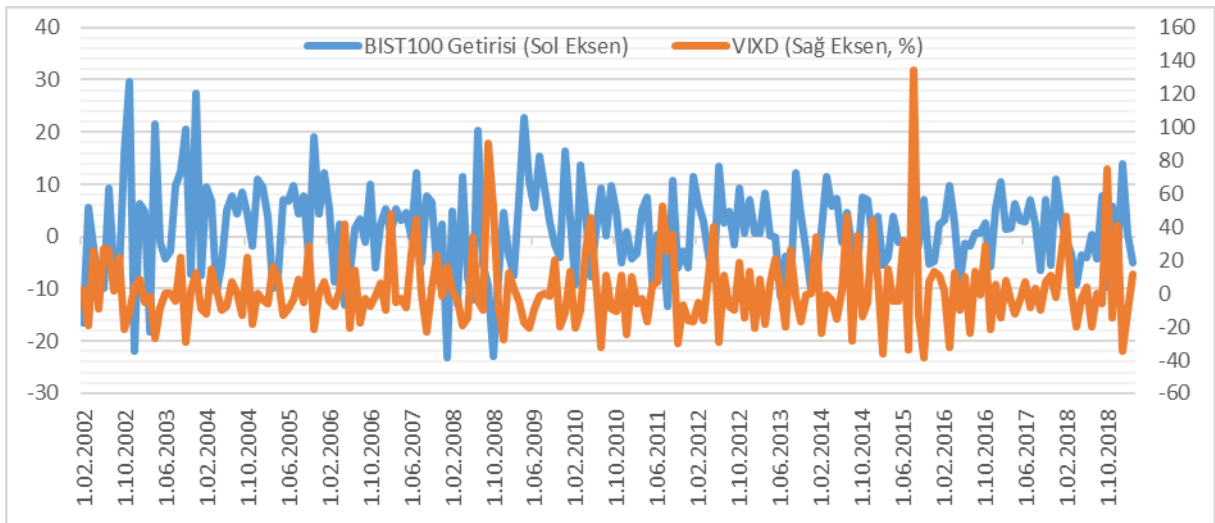
Şekil 3. BIST100G ile Faiz Arasındaki Etkileşim. (Kaynak: EVDS (2019a, 2019d)) verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 3'e göre BIST 100 endeksinin getirisi ile vadeli mevduatların getirisi arasında güçlü bir ilişki görülmemektedir. Bu durumun önemli bir nedeni; 2002 sonrası dönemde uygulanmaya başlanan enflasyon hedeflemesi rejimi sayesinde enflasyonun ve faiz oranlarının önemli ölçüde düşmüş olmasıdır. BIST100G ile Merkez Bankası Öncü Göstergeler Endeksindeki Değişim (MBONCUD) arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek için Şekil 4 oluşturulmuştur. MBONCU endeksi, ekonomik büyüme, işsizlik, kapasite kullanım oranı, sanayi üretim endeksi gibi makroekonomik değişkenlerin ağırlıklandırılmasıyla oluşturulan öncü bir gösterge olup, ekonomik konjonktür hakkında bilgiler içermektedir. MBONCUD serisi, MBONCU serisindeki aylık yüzde değişimleri ifade etmektedir.



Şekil 4. BIST100G ile MBONCUD Arasındaki Etkileşim. (Kaynak: EVDS (2019a, 2019e)) verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 4'e göre BIST 100 endeksinin getirisi ile ekonomik konjonktür arasında, aynı yönlü bir ilişki vardır. Yani ekonomik aktivitelerdeki olumlu gelişmeler, Borsa İstanbul'un getirisini de olumlu yönde etkilemiştir. Benzer durum, olumsuz konjonktür için de geçerlidir. BIST100G ile dünyadaki finansal korku düzeyi (VIX) arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek için Şekil 5 oluşturulmuştur. VIX endeksi, Amerika Chicago Opsiyon Borsası Kurulu (CBOE) tarafından hesaplanan bir endeks olup, dünya genelindeki finansal işlemlere yönelik oynaklığın ve korku düzeyinin bir göstergesidir. VIX endeksindeki değişimlerin (VIXD), BIST100G'yi aksi yönde etkilemesi beklenmektedir.



Şekil 5. BIST100G ile VIXD Arasındaki Etkileşim. (Kaynak: EVDS (2019a) ve Yahoo Finance (2019)) verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 5'e göre BIST 100 endeksinin getirisi ile dünyadaki finansal korku düzeyindeki değişim (VIXD1) arasında zıt yönlü bir ilişki vardır. Yani dünya genelinde finansal korku düzeyi arttığında, yatırımcılar BIST'ten çıkmayı tercih etmektedirler. Bu durum, BIST'in dünyadaki gelişmelere önemli ölçüde duyarlı olduğunu göstermektedir.

4. Ampirik literatür özeti

Arbitraj Fiyatlama Teorisiyle ilgili literatürde yer alan çalışmaların seçilmiş bir kısmının özeti, çalışmaların yayınlanma tarihi sırasına göre verilmiştir. Cagnetti (2002), İtalya'da faaliyet gösteren Italian Stock Market (ISM)'te AFT'nin geçerliliğini, 1990:M01-2001:M06 dönemi için EKK (En Küçük Kareler) yöntemiyle analiz etmiş ve ISM'nin getirilerinin sistematik risklerden ve makroekonomik faktörlerden büyük ölçüde etkilendiğini, bu nedenle İtalya'da AFT'nin geçerli olduğunu belirlemiştir.

Demir ve Yağcılar (2009), İMKB'de işlem göre bankaların hisse senetlerinde AFT'nin geçerliliğini, 13 bankanın 2000-2006 dönemi İMKB100 endeksi, para arzı, sanayi üretim endeksi, döviz kuru, kapasite kullanım oranı, faiz oranı, GSYH, altın fiyatları ve cari işlemler dengesi verilerini kullanarak, kesit regresyon yöntemiyle analiz etmiş ve bankaların hisse senedi getirilerini; döviz kuru, cari işlemler dengesi ve altın fiyatlarındaki artışların negatif, kapasite kullanım oranı, sanayi üretim endeksi ve GSYH'deki artışların ise pozitif etkilediğini tespit etmiştir.

Muzır, Bulut ve Şengül (2010), AFT'nin varlık fiyatlarını tahmin performansını etkileme gücünü ve ekonomik krizlerin etkilerini yansıtmaya yeteneğini, BIST 100'de işlem gören 45 firmanın 1996:M01-2004:M12 dönemi verilerini faktör analizi yöntemiyle inceleyerek sınımış ve bu firmalara ait hisse senetlerinin getirilerinin %63.3'ünün beş faktör tarafından açıklanabildiğini tespit etmiştir.

Cihangir ve Kandemir (2010), AFT'nin Türkiye ekonomisinde geçerliliğini, İMKB100 endeksi üzerinden, 1998:M01-2002:M12 dönemi TÜFE, ihracatın ithalatı karşılama oranı, kapasite kullanım oranı, altın fiyatları, döviz kuru sepeti, faiz oranı, cari işlemler dengesi, para arzı, sanayi üretim endeksi ve iç borç stoku verilerini kullanarak, ADF birim kök testi ve EKK yöntemleri yardımıyla analiz etmiş ve TÜFE'nin İMKB100 endeksini istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilediğini, yatırımcıların özellikle enflasyon verisini yakından takip etmeleri gerektiğini ifade etmiştir.

Çetin ve Bıtrak (2015), AFT'nin Türkiye ekonomisinde geçerliliğini İMKB100 endeksi temelinde, 2000:M01-2009:M12 dönemi TÜFE, dış ticaret dengesi, sanayi üretim endeksi, kapasite kullanım oranı, altın fiyatları, Dolar döviz kuru, tasarruf mevduatı faiz oranı, cari işlemler dengesi, iç borç stoku ve para arzı değişkenlerini kullanarak, ADF birim kök testi ve EKK yöntemi yardımıyla tahmin etmiş ve İMKB100 endeksinin getirisinin; altın fiyatları, sanayi üretim endeksi ve faiz oranlarından negatif, para arzı ve kapasite kullanım oranından pozitif yönde etkilendiğini tespit etmiştir.

Oyetayo ve Olufemi (2017), Arbitraj Fiyatlama Modelinin Nijerya ekonomisindeki geçerliliğini, 1985:Q1-2014:Q4 dönemi TÜFE, faiz, yurtiçi krediler, döviz kuru ve GSYH verilerini kullanarak, VECM ve FMOLS yöntemleriyle sınımış ve enflasyon, yurtiçi krediler ve faiz oranlarının borsa endeksini negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilediğini, bu yönüyle Nijerya ekonomisinde AFT'nin geçerli olduğunu belirlemiştir.

Yunita (2018), Jakarta Islamic Index (JII)'de AFT'nin geçerliliğini, 16 alt endeks için 2014:M03-2018:M03 dönemi verilerini kullanarak, EKK yöntemiyle incelemiş; enflasyon, döviz kuru ve faiz oranının bu endekslerin getirilerini istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilediğini, bu yönüyle AFT'nin geçerli olduğunu tespit etmiştir.

Yiğiter, Karabulut ve Sarı (2018), AFT'nin BIST Sınai endeksi üzerinde geçerliliğini, 1998-2013 dönemi verilerini kullanarak, Johansen eşbütünlük testi ve VAR yöntemiyle analiz etmiş ve BIST Sınai endeksi ile GSYH ve döviz kuru arasında negatif yönlü bir ilişki elde etmiştir. Yapılan Granger nedensellik testinde ise; BIST Sınai endeksi ile GSYH arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

¹ VIXD serisi; VIX serisindeki aylık yüzde değişimleri ifade etmektedir.

Roy ve Shijin (2018), AFT'nin Fransa'da geçerliliğini 1986:M01-2017:M05 dönemi için Araç Değişkenli GMM ve EKK yöntemleriyle analiz etmiş ve bu ülkedeki menkul kıymetlerin getirilerinin makroekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilendiğini, bu nedenle Fransa'da AFT'nin geçerli olduğunu tespit etmiştir.

Sadeghzadeh ve Elmas (2018), BIST100 endeksinin getirilerini etkileyen makroekonomik faktörleri, 2000:Q1-2017:Q3 dönemi için Panel ARDL yöntemiyle incelemiş ve BIST'de hisse senedi getirilerini en fazla etkileyen makroekonomik faktörlerin; VIX korku endeksi, tüketici güven endeksi ve BIST işlem miktarı olduğunu tespit etmiştir.

Telçeken, Kadioğlu ve Küçüksözen (2018), APT'nin Türkiye'deki bankacılık sektöründe geçerliliğini 2005-2016 dönemi sanayi üretim endeksi, faiz oranı, TÜFE, döviz kuru, GSYH, para arzı ve kredi hacmi verilerini kullanarak, EKK yöntemiyle analiz etmiş ve bankacılık sektörü hisse senedi getirilerini; döviz kuru, para arzı, ÜFE ve kredi hacminin negatif, faiz serisinin ise pozitif etkilediğini belirlemiştir.

Alshomaly ve Masa'deh (2018), AFT'nin Ürdün'de yer alan Amman Borsasında (Amman Stock Exchange: ASE) geçerliliğini 2000:Q1-2016:Q4 dönemi için EKK yöntemiyle sınımış ve GSYH ve piyasa riskinin ASE'nin getirisini istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilediğini, bu nedenle Ürdün'de AFT'nin geçerli olduğunu belirlemiştir.

Atıcı, Demir ve Ural (2019), AFT'nin Türkiye ekonomisinde geçerliliğini, BIST30 endeksi için, 2010:M02-2017:M09 dönemi verilerini kullanarak, ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ve EKK yöntemiyle analiz etmiş ve BIST30 endeksinin yurtiçi ve uluslararası makroekonomik değişkenlere duyarlı hareket ettiğini belirlemiş ve bu nedenle Türkiye ekonomisinde AFT'nin geçerli olduğunu ifade etmiştir.

Literatürde yer alan çalışmalara bakıldığında; genel olarak basit analiz yöntemlerinin kullanıldığı, korku endeksinin (VIX) az sayıda çalışmada yer aldığı, MBONCU gibi beklentileri ve ekonomik konjonktürü içeren değişkenlerin ise genelde kullanılmadığı görülmüştür. Bu çalışma, kullanılan veri seti ve uygulanan ekonometrik analiz yöntemleriyle de literatüre bir katkı sağlayacaktır.

5. Ekonometrik uygulama

5.1. Veri seti

Bu çalışmada AFT'nin Türkiye ekonomisinde geçerliliğinin sınanabilmesi amacıyla; 2002:M01-2008:M09; 2008:M10-2019:M02 dönemi BIST 100 endeksi getiri oranı (BIST 100G, %), gram altın getiri oranı (AG, %), döviz getiri oranı (DG, %), mevduatlara uygulanan ortalama faizler (F) ve Merkez Bankası Bileşik Öncü Göstergeler Endeksindeki Değişim (MBONCUD) verileri kullanılmıştır. Literatürde yer alan bazı çalışmalarda GSYH'nin de AFT'de kullanıldığı görülmüş olmakla birlikte, Türkiye'de GSYH verileri üçer aylık dönemler halinde yayınlandığı ve Borsa'nın dinamik yapısı göz önüne alındığında üçer aylık verilerin, BIST'teki değişimleri ölçmede yeterli olmayacağı göz önünde bulundurularak, MBONCU göstergeler endeksinin kullanılmasına karar verilmiştir. MBONCU; Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ile OECD'nin ortak çalışmasıyla düzenlenen, elektrik üretim miktarı, satış miktarı ile ağırlıklandırılmış hazine ihalesi faiz oranı, ara malları ithalatı, TCMB İktisadi Yönelim Anketi - mamul mal stok miktarı ile ilgili soru, TCMB İktisadi Yönelim Anketi - toplam istihdam miktarı ile ilgili soru, TCMB İktisadi Yönelim Anketi - iç piyasadan alınan yeni siparişlerin miktarı ile ilgili soru ve TCMB İktisadi Yönelim Anketi - ihracat piyasalarından alınan yeni sipariş miktarı ile ilgili sorudan elde edilen verilerin (2005=100) olacak şekilde normalleştirilmesiyle elde edilen bir veri seti olup, ülkedeki ekonomik gidişatı (konjonktürü) 3 önceden öngörebilmeyi amaçlamaktadır (Atabek Demirhan, 2014). MBONCU, bu yönüyle ekonomi için bir öncü gösterge konumunda olup, ülkedeki ekonomik aktivitelerin yönü ve borsadaki beklentileri temsil etmesi açısından AFT modeline tarafımızdan dâhil edilmiştir. MBONCU'deki artışlar, ekonomik aktivitelerdeki olumlu gelişmeleri ifade etmektedir. Ayrıca dünya genelinde yaşanan risk gelişmelerinin bir temsilcisi olarak; Amerika Chicago Opsiyon Borsası Kurulu (CBOE) tarafından hesaplanan Volatilite (Oynaklık, Korku) Endeksindeki Değişimler (VIXD) de bu çalışmaya açıklayıcı bir değişken olarak dâhil edilmiştir. VIXD'deki artışlar, dünyadaki finansal korku

düzeyinin arttığını göstermekte olup, borsa endekslerini olumsuz yönde etkilemesi beklenmektedir. Çalışmanın MBONCU ve VIX değişkenlerinin kullanılması yönüyle de literatüre bir katkı sağlaması beklenmektedir. Veri setine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Ek 1’de yer almaktadır.

5.2. Ekonometrik model

Bu çalışmada; literatürde yer alan Cihangir ve Kandemir (2010); Çetin ve Bıtrak (2015); Atıcı, Demir ve Ural (2019) çalışmaları izlenerek ve tarafımızdan MBONCUG ve VIXD değişkenleri eklenerek, AFT modelinin geçerliliğini sınamak için kurulan ekonometrik model:

$$BIST100G_t = \alpha_1 + \alpha_2 AG_t + \alpha_3 DG_t + \alpha_4 F_t + \alpha_5 MBONCUD_t + \alpha_6 VIXD_t + e_t \quad (2)$$

Bura denklemde yer alan değişkenler;

BIST 100G; BIST 100 getirisidir. BIST 100; Borsada en fazla işlem göre ilk 100 hisse senedinin gün sonu kapanış fiyatlarının ağırlıklandırılmasıyla elde edilen, 1986=1 olacak şekilde düzenlenmiş bir endeks olup, bu endekse ait veriler EVDS (2019a)’dan alınmıştır. BIST 100G değerleri, Denklem (3) yardımıyla aylık değişim oranları (getiriler) şeklinde hesaplanmıştır.

$$BIST100G_t = \frac{BIST100_t - BIST100_{t-1}}{BIST100_{t-1}} * 100 \quad (3)$$

AG; 24 Ayar külçe (gram) altının getirisi olup, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS, 2019b)’den alınan gram altın satış fiyatlarındaki (A) yüzde değişimi göstermektedir. Bu işlem için Denklem (4)’ten yararlanılmıştır:

$$AG_t = \frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} * 100 \quad (4)$$

DG; döviz kuru sepetinin getirisi olup, 1 ABD Doları ile 1 Euro’nun ortalama satış fiyatının yarısı alınarak kur sepeti (DK) oluşturulmuş, sonra bu sepetin aylık getirileri Denklem (5) yardımıyla hesaplanmıştır.

$$DG_t = \frac{DK_t - DK_{t-1}}{DK_{t-1}} * 100 \quad (5)$$

DK verilerine EVDS (2019c)’den erişilmiştir.

F; 1 yıl ve daha uzun vadeli mevduatlara uygulanan ortalama faiz oranını göstermekte olup, faiz verilerine EVDS (2019d)’den ulaşılmıştır.

MBONCUD; Merkez Bankası Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi’ndeki (MBONCU-SUE) yüzde değişim olup, MBONCU verileri EVDS (2019d)’den alınmıştır. MBONCU endeksini, diğer oransal verilerle uyumlu hale getirebilmek için Denklem (6)’dan yararlanılmıştır.

$$MBONCUD_t = \frac{MBONCU_t - MBONCU_{t-1}}{MBONCU_{t-1}} * 100 \quad (6)$$

VIXD; Amerika Chicago Opsiyon Borsası Kurulu (CBOE) tarafından hesaplanan Volatilite (Korku) Endeksindeki (VIX) yüzde değişimler olup, veriler Yahoo Finance (2019)’dan alınmış, Denklem (7) yardımıyla yüzde değişim haline getirilerek, diğer oransal verilerle uyumu sağlanmıştır.

$$VIXD_t = \frac{VIX_t - VIX_{t-1}}{VIX_{t-1}} * 100 \quad (7)$$

4.3. Metodoloji

Bu çalışmada serilerin durağanlığı ADF (Augmented Dickey Fuller: Genişletilmiş Dickey Fuller) birim kök testi ile incelenmiş, seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı Sınır Testi yöntemiyle sınanmıştır. Uzun ve kısa dönem için regresyon analizleri ARDL (Autoregressive Distributed Lags: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif) model yardımıyla yapılmıştır.

4.4. Birim kök testi

Ekonometrik analizlerde önce serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi, sonra kullanılacak analiz yöntemlerinin, serilerin durağanlık özelliklerine göre seçilmesi yararlı olacaktır. Aksi takdirde hatalı sonuçlara ulaşılabilecektir (Diebold ve Kilian, 2000). Bu çalışmada serilerin durağanlıkları ADF

birim kök testiyle incelenmiştir. Bu testin H0 hipotezi; “Seri durağan değildir. Birim kök içermektedir” iken, H1 hipotezi ise; “Seri durağandır. Birim kök içermemektedir” biçimindedir. Birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1**Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	2002-2008 Dönemi		2008-2019 Dönemi	
	Düzye Değerleri	Birinci Fark	Düzye Değerleri	Birinci Fark
BIST100G	0.53	0.00***	0.16	0.07*
AL	0.00***	-	0.00***	-
DG	0.00***	-	0.00***	-
F	0.89	0.00***	0.16	0.00***
MBONCUD	0.72	0.00***	0.99	0.00***
VIXD	0.00***	-	0.01**	-

Not: Tabloda yer alan değerler, ADF testine ait olasılık değerleridir. Optimum gecikme uzunlukları Akaike (AIC) Kriterine göre belirlenmiştir. ***, ** ve *; ilgili değişkenin sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduklarını göstermektedir.

Tablo 1’deki bulgulara göre; her iki dönemde de bağımlı değişken (BIST100G) birinci farkta, diğer seriler farklı düzeylerde durağan çıkmıştır. Yani AL, DG ve VIXD serileri düzey değerlerinde iken, BIST100G, F ve MBONCUD serileri birinci farkta durağan hale gelmiştir. Serilerin hepsi düzey değerlerinde durağan olmadığı için, doğrudan bu seriler kullanılarak regresyon analizleri yapılması, sahte regresyon sorunu ile karşılaşılmasına neden olabilecektir. Bu nedenle öncelikle eşbütünleşme testi yapılması gerekmektedir (Sørensen, 2005).

4.5. Eşbütünleşme testi

Seriler düzey değerlerinde durağan değilken, hepsi birinci ya da ikinci farkta durağan olsaydı, bu seriler arasında eşbütünleşme ilişkilerinin varlığını Engle ve Granger (1987) veya Johansen (1988) eşbütünleşme testlerinden biriyle sınamak mümkün olacaktı. Ancak bu testler, farklı düzeylerde durağan olan seriler için kullanılamaz. Böyle durumlar için Pesaran, Shin ve Smith (2001), Sınır Testini geliştirmiştir. Bu testin H0 hipotezi; “Seriler Arasında Eşbütünleşme İlişkisi Yoktur” iken, H1 hipotezi ise; “Seriler Arasında Eşbütünleşme İlişkisi Vardır” biçimindedir. Sınır Testi yapılırken elde edilen F testi istatistiği, üst sınır değerinden büyük olduğunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir (Uslu, 2018, s. 1525). Bu çalışmada Sınır Testi yapılmış ve ulaşılan sonuçlar Tablo 2’de sunulmuştur. Eşbütünleşme testine ait ekran görüntüleri Ek 2’de yer almaktadır.

Tablo 2**Eşbütünleşme Sonuçları**

Dönemler	F Testi	Alt Sınır Değerleri			Üst Sınır Değerleri		
		%10	%5	%1	%10	%5	%1
2002-2008 Dönemi	4.91**	2.75	3.12	3.93	3.79	4.25	5.23
2008-2019 Dönemi	15.57***	2.75	3.12	3.93	3.79	4.25	5.23

Not: *** ve **; sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir.

Tablo 2’deki bulgulara göre; 2002-2008 döneminde %5, 2008-2019 döneminde %1 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bu durumda, yapılacak regresyon analizlerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılacaktır.

4.6. ARDL sınır testi

Bu çalışmada Denklem (2)’de yer alan katsayılar ARDL yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu tahminlere ait CUSUM ve CUSUMQ grafikleri Ek 3’te yer almaktadır.

4.7. Uzun dönem analizi

Uzun dönem analizi, serilerin düzey değerleri kullanılarak, ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. Bu tahminlere ait ekran görüntüleri Ek 4'te yer almaktadır.

Tablo 3**Uzun Dönem Analizi Sonuçları**

Değişkenler	2002-2008 Dönemi		2008-2019 Dönemi	
	Katsayı	Olasılık Değeri	Katsayı	Olasılık Değeri
AG	0.05	0.25	0.04	0.83
DG	-1.37***	0.00	-0.59***	0.00
F	-1.65***	0.00	6.44***	0.00
MBONCUD	2.94*	0.07	7.10***	0.00
VIXD	-0.001	0.98	-0.06***	0.00
R ²	0.72	-	0.46	-
R ²	0.52	-	0.33	-
F	3.61	0.00	3.48	0.00
DW	1.87	-	2.07	-

Not: *** ve *; ilgili katsayının sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre; altının getirisinin (AG) Borsa İstanbul'un getirisi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur. Döviz kuru sepetinin getirisi (DG), Borsa İstanbul'un getirisini 2002-2008 döneminde daha fazla olmak üzere istatistiksel olarak anlamlı biçimde azaltmıştır. Bu durum, Türkiye'de dövizin, borsanın bir ikamesi olduğunu göstermektedir. Mevduat faizlerinin Borsa İstanbul'un getirisini istatistiksel olarak anlamlı biçimde etkilediği, ancak etkinin yönünün 2002-2008 döneminde azaltıcı, 2008-2019 döneminde artırıcı yönde olduğu belirlenmiştir. Buna göre mevduat faizleri 2002-2009 döneminde Borsa İstanbul'un ikamesi konumunda iken, 2008-2019 döneminde tamamlayıcısı durumuna gelmiştir. Burada 2002-2008 dönemindeki etkinin bir nedeninin de faiz oranlarının o dönemde görece daha yüksek olması olduğu değerlendirilmektedir. Merkez Bankası Bileşik Öncü Göstergeler endeksindeki artışların (ekonomik konjonktürdeki iyileşmelerin) Borsa İstanbul'un getirisini pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı biçimde etkilediği, etkinin 2008-2019 döneminde daha da arttığı tespit edilmiştir. Bu durum; Türkiye'de Borsa'nın getirisinin makroekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilendiğinin ve Arbitraj Fiyatlama Teorisinin (AFT) geçerli olduğunun da en güzel göstergesidir. Dünyadaki finansal korku düzeyindeki (VIX) artışların Borsa İstanbul'un getirisini, 2002-2008 döneminde negatif ve istatistiksel olarak anlamsız, 2008-2019 döneminde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı biçimde etkilediği görülmüştür. Bu sonuçtan hareketle; 2008 krizi sonrasında BIST 100 endeksinin, diğer ülkelerdeki gelişmelere olan duyarlılığının arttığı söylenebilir. Tablo 3'ün alt kısmında yer alan doğrulama testi sonuçları, yapılan tahminlerin güvenilir olduğunu göstermektedir. Bu analizde altın ve faizler için elde edilen sonuçlar, literatürde yer alan Demir ve Yağcılar (2009); Çetin ve Bıtırak (2015); Yiğiter, Karabulut ve Sarı (2018) çalışmalarıyla uyumludur.

4.8. Kısa dönem analizi

Çalışmada kısa dönem analizleri, serilerin birinci farkı alınmış halleri ve hata düzeltme terimi (ECT) kullanılarak, ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir. Bu tahminlere ait ekran görüntüleri Ek 5'te yer almaktadır.

Tablo 4
Kısa Dönem Analizi Sonuçları

Değişkenler	2002-2008 Dönemi		2008-2019 Dönemi	
	Katsayı	Olasılık Değeri	Katsayı	Olasılık Değeri
ΔAG	-0.36***	0.00	-0.11	0.42
ΔDG	-1.67***	0.00	-0.43**	0.04
ΔF	1.85	0.85	5.40	0.45
$\Delta MBONCUD$	-20.46*	0.07	-	-
$\Delta VIXD$	-0.07	0.12	-0.06***	0.00
ECT_{t-1}	-1.95***	0.00	-1.51***	0.00
R^2	0.88	-	0.72	-
R^2	0.82	-	0.66	-
F	14.46	0.00	13.70	0.00
DW	1.87	-	2.07	-

Not: ***, ** ve *; ilgili katsayının sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4'teki bulgulara göre; her iki dönemde de hata düzeltme teriminin (ECT) katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bunun anlamı; uzun dönemde eşbütünleşme içinde hareket eden seriler arasında kısa dönemde yaşanan sapmaların ortadan kalktığı ve serilerin tekrar uzun dönem denge değerine yaklaştığıdır. Bu durum; yapılan uzun dönem analizlerinin güvenilir olduğuna bir delil sunmakta ve aynı zamanda modellerde yer alan bağımsız değişkenlerden, bağımlı değişkene doğru uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisinden sapmaların yakınsama hızı oldukça yüksek olup, bir aydan daha kısa sürede ortadan kalkmaktadır. Sapmalardan yakınsama hızı 2002-2008 döneminde (-1.95), 2008-2019 döneminde (-1.51) olup, ilk dönemde daha yüksektir. Kısa dönem analizinden elde edilen katsayılara bakıldığında; altının 2002-2008 döneminde BIST 100'e ikame olduğu, dövizin her iki dönemde de Borsa İstanbul'un bir alternatifi (ikamesi) olduğu, ikame etkisinin 2002-2008 döneminde daha yüksek olduğu, MBÖNCÜ'nün BIST 100 üzerindeki etkisinin 2002-2008 döneminde negatif ve zayıf anlamlılık düzeyine sahip olduğu görülmektedir. BIST 100'ün VIX korku endeksine olan duyarlılığının 2008 öncesinde istatistiksel olarak anlamsız, 2008 sonrası dönemde ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tablo 4'ün alt kısmında yer alan doğrulama testi sonuçları, yapılan tahminlerin güvenilir olduğunu göstermektedir.

5. Sonuç ve değerlendirme

Bu çalışmada Arbitraj Fiyatlandırma Teorisinin Türkiye ekonomisinde geçerliliği, 2002:M01-2008:M09; 2008:M-102019:M02 dönemleri için iki ayrı analizle incelenmiştir. Çalışmada BIST 100 endeksinin yanında, menkul kıymetlerin (Borsanın) getirilerini etkilediği değerlendirilen altın fiyatları, vadeli mevduat faiz oranları, döviz kuru, Merkez Bankası Öncü Göstergeler Endeksi ve VIX korku endeksi verileri kullanılmıştır.

Serilerin durağanlıkları ADF birim kök testi ile sınanmış ve serilerin farklı derecelerden durağan oldukları belirlenmiştir. Modelde yer alan serilerin eşbütünleşik olup olmadıkları Sınır Testi yöntemiyle incelenmiş ve serilerin eşbütünleşik olduklarına karar verilmiştir. Regresyon analizleri ARDL yöntemiyle yapılmıştır. Uzun dönem analizleri sonucunda; altının getirisinin, Borsa İstanbul'un getirisi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Döviz kuru sepetinin getirisinin, Borsa İstanbul'un getirisini 2002-2008 döneminde daha fazla olmak üzere istatistiksel olarak anlamlı biçimde azalttığı belirlenmiştir. Bu durum, Türkiye'de dövizin, borsanın bir ikamesi olduğunu göstermektedir. Mevduat faizlerinin Borsa İstanbul'un getirisini istatistiksel olarak anlamlı

biçimde etkilediği, ancak etkinin yönünün 2002-2008 döneminde azaltıcı, 2008-2019 döneminde artırıcı yönde olduğu belirlenmiştir. Buna göre mevduat faizleri 2002-2009 döneminde Borsa İstanbul'un ikamesi konumunda iken, 2008-2019 döneminde tamamlayıcısı durumuna gelmiştir. Burada 2002-2008 dönemindeki etkinin bir nedeninin; faiz oranlarının ilk dönemde görece daha yüksek olması olduğu değerlendirilmektedir. Merkez Bankası Bileşik Öncü Göstergeler endeksindeki artışların (ekonomik konjonktürdeki iyileşmelerin) Borsa İstanbul'un getirisini pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı biçimde etkilediği, etkinin 2008-2019 döneminde daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu durum Türkiye'de Borsa'nın getirisinin makroekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilendiğinin ve Arbitraj Fiyatlama Teorisinin geçerli olduğunun da en güzel göstergesidir. Dünya'daki finansal korku düzeyindeki (VIX) artışların Borsa İstanbul'un getirisini, 2002-2008 döneminde negatif ve istatistiksel olarak anlamsız, 2008-2019 döneminde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilediği görülmüştür. Bu sonuçtan hareketle; 2008 krizi sonrasında BIST 100 endeksinin diğer ülkelerdeki gelişmelere olan duyarlılığının arttığı söylenebilir.

Kısa dönem analizi sonucunda; her iki dönemde de hata düzeltme teriminin (ECT) katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bunun anlamı; uzun dönemde eşbütünleşme içinde hareket eden seriler arasında kısa dönemde yaşanan sapmaların ortadan kalktığı ve serilerin tekrar uzun dönem denge değerine yaklaştığıdır. Bu durum; yapılan uzun dönem analizlerinin güvenilir olduğuna bir delil oluşturmaktadır. ECT'nin anlamlı olması, aynı zamanda modellerde yer alan bağımsız değişkenlerden, bağımlı değişkene doğru uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin olduğunu da göstermektedir. Sapmaların yakınsama hızı oldukça yüksek olup, bir aydan daha kısa sürede ortadan kalkmaktadır. Sapmalardan yakınsama hızı 2002-2008 döneminde daha yüksektir. Kısa dönem analizinden elde edilen katsayılara bakıldığında; altının 2002-2008 döneminde BIST 100'e ikame olduğu, dövizin her iki dönemde de Borsa İstanbul'un bir alternatifi (ikamesi) olduğu, ikame etkisinin 2002-2008 döneminde daha yüksek olduğu, MBÖNCÜ'nün BIST 100 üzerindeki etkisinin 2002-2008 döneminde negatif ve zayıf anlamlılık düzeyine sahip olduğu görülmektedir. BIST 100'ün VIX korku endeksinde olan duyarlılığının 2008 öncesinde istatistiksel olarak anlamsız, 2008 sonrası dönemde ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

Bu çalışmadan elde edilen sonuçlara dayanarak; Türkiye'de Arbitraj Fiyatlama Teorisinin geçerli olduğu söylenebilir. Yani Borsa İstanbul'un getirisi, sadece kendi iç dinamiklerinden kaynaklanmamakta, ulusal ve uluslararası makroekonomik değişkenlerden de önemli ölçüde etkilenmektedir. Bu nedenle ekonomi politikasına yön veren yetkililerin, politika uygulamalarında ve açıklamalarında dikkatli olmalarında yarar vardır. Birikimlerini Borsa İstanbul'da değerlendirmek isteyen bireysel yatırımcıların ve finansal aracı kuruluş temsilcilerinin ise portföylerini oluştururken ya da alım-satım kararlarını verirken, sadece firmalara özgü verilere bakmakla yetinmeyip, yurtiçi ve yurtdışı makroekonomik göstergeleri de incelemelerinde yarar vardır.

Kaynakça

- Akkum, T. ve Vuran, B. (2005). Türkiye sermaye piyasasındaki hisse senedi getirilerini etkileyen makro ekonomik faktörlerin Arbitraj Fiyatlama Modeli ile analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 20(233), 28-45.
- Alshomaly, I. ve Masa'deh, R. (2018). The Capital Assets Pricing Model & Arbitrage Pricing Theory: Properties and applications in Jordan. *Published by Canadian Center of Science and Education, Modern Applied Science*, 12(11), 330-337.
- Atabek Demirhan, A. (2014). Ekonomik faaliyet için Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi'nde (MBÖNCÜ-SÜE) yöntemsel değişim. *TCMB Ekonomi Notları*, No: 2014-04. Erişim adresi: <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/cc731ed7-3cd9-40d4-a264-0866a4bd0b09/EN1404.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=cc731ed7-3cd9-40d4-a264-0866a4bd0b09>.
- Atan, M., Kayacan, M. ve Boztosun, D. (2005). Arbitraj Fiyatlama Modeli yaklaşımın İMKB'de test edilmesi. 9. *Ulusal Finans Sempozyumu, Kapadokya / Nevşehir, Türkiye*.
- Atıcı, S., Demir, N. ve Ural, M. (2019). Arbitraj Fiyatlama Modeli ile Türkiye'de pay getirilerini etkileyen makroekonomik göstergelerin analizi. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 106-120.
- BIST (2019). *Tarihsel gelişmeler*. Erişim adresi (23 Mart 2019): <https://www.borsaistanbul.com/kurumsal/borsa-istanbul-hakkinda/tarihsel-gelistmeler>.

- Cagnetti, A. (2002). Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory in the Italian Stock Market: an empirical study. *Management School and Economics. The University of Edinburgh Working Papers, CFMR*. Erişim adresi: https://www.era.lib.ed.ac.uk/bitstream/handle/1842/1821/CFMR_021.pdf?sequence=1&isAllowed=y.
- Cihangir, M. ve Kandemir, T. (2010). Finansal kriz dönemlerinde hisse senetleri getirilerini etkileyen makroekonomik faktörlerin Arbitraj Fiyatlandırma Modeli aracılığıyla saptanmasına yönelik bir çalışma. *Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 15(1), 257-296*.
- Connor, G. ve Korajczyk, R. A. (1993). The Arbitrage Pricing Theory and Multifactor Models of asset returns. *Handbooks in Operations Research and Management Science, 9, 1-88*.
- Çetin, A. C. ve Bıtrak, İ. A. (2015). Türkiye ekonomisinde makro ekonomik değişkenlerin hisse senedi getirilerine etkisi: Arbitraj Fiyatlandırma Modeli ekseninde bir analiz. *Süleyman Demirel Üniversitesi, Vizyoner Dergisi, 6(12), 1-19*.
- Demir, Y. ve Yağcılar, G. G. (2009). İMKB’de işlem gören banka hisse senetlerinin getirilerini etkileyen faktörlerin Arbitraj Fiyatlandırma Modeli ile belirlenmesi. *Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, 1(2), 36-51*.
- Diebold, F. X. ve Kilian, L. (2000). Unit root tests are useful for selecting forecasting models. *Journal of Business and Economic Statistics, 18, 265-273*.
- Engle, R. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica, 55(2), 251-276*. doi: 10.2307/1913236
- EVDS (2019a). *BIST endeksi ve günlük işlem hacmi (iş günü)*. Erişim adresi (22 Mart 2019): <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- EVDS (2019b). *Altın fiyatları (Ortalama) - Serbest piyasa (TL)(Aylık)*. Erişim adresi (22 Mart 2019): <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- EVDS (2019c). *Kurlar-Döviz kurları*(Günlük)*. Erişim adresi (22 Mart 2019): <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- EVDS (2019d). *Bankalarca açılan mevduatlara uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranları (Akım %)(Haftalık)*. Erişim adresi (22 Mart 2019): <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- EVDS (2019e). *Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi(MBÖNCÜ-SÜE)(TCMB)(Aylık)*. Erişim adresi (24 Mart 2019): <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- Feyrer, J. ve Shambaugh, J. (2012). Global savings and global investment: The transmission of identified fiscal shocks. *American Economic Journal: Economic Policy, American Economic Association, 4(2), 95-114*.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control, 12, 231-254*.
- Kamuoyu Aydınlatma Platformu, (2019). *BIST şirketler*. Erişim Adresi: <https://www.kap.org.tr/tr/bist-sirketler>
- Muzır, E., Bulut, N. ve Şengül, S. (2010). Varlık fiyatlandırma modellerinin tahmin performansı ve ekonomik krizlerin etkilerini yansıtırma güçleri: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası örneği. *İşletme Araştırmaları Dergisi, 2(3), 3-24*.
- Mynet Finans (2019). BIST 100. Erişim adresi: <http://finans.mynet.com/borsa/endeks/xu100-bist-100/>
- Nguyen, T., Stalin, O., Diagne, D., ve Aukea, L. (2017). The Capital Asset Pricing Model and The Arbitrage Pricing Theory. *Göteborg University, Financial Risk, MSA400*.
- Oyetayo, O. J. ve Olufemi, A. P. (2017). A robust application of the arbitrage pricing theory: Evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies, 9(1), 141-151*.
- Roll, R. ve Ross, S. A. (1995). The arbitrage pricing theory approach to strategic portfolio planning. *Financial Analysis Journal, January-February, 122-131*.
- Roy, R. ve Shijin, S. (2018). A six-factor asset pricing model. *Borsa İstanbul Review, 18(3), 205 -217*.
- Sadeghzadeh, K. ve Elmas, B. (2018). Makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerine etkilerinin BIST’de araştırılması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi (MUFAD), Ekim, 205-230*.
- Sørensen, B. E. (2005). *Economics 266*. Erişim adresi: <http://www.uh.edu/~bsorensen/coint.pdf>

- Tabak, B. M. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence for Brazil. *Banco Central Do Brasil, Working Paper*, N. 124.
- Telçeken, N., Kadioğlu, E. ve Küçüksözen, C. (2018). Arbitraj Fiyatlama Teorisi: Banka payları İçin Türkiye uygulaması. *1. Uluslararası Bankacılık Kongresi*, 4-5 Mayıs, Ankara.
- Uslu, H. (2018). Ekonomik büyüme ve işsizlik ilişkisinin Türkiye ekonomisindeki yeni gelişmeler çerçevesinde incelenmesi. *Social Sciences Studies Journal*, 4(17), 1515-1531.
- Yahoo Finance (2019). *CBOE Volatility Index (^VIX)*. Erişim adresi: <https://finance.yahoo.com/quote/%5EVIX/history?period1=1009836000&period2=1553288400&interval=1mo&filter=history&frequency=1mo>
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, S. (2009). *Makroekonomi*. (8. Baskı). Ankara: Seçkin Yayınevi.
- Yiğiter, Ş. Y., Karabulut, T. ve Sarı, S. S. (2018). Sınai endeksini etkileyen makroekonomik faktörler ve Arbitraj Fiyatlama Modeli: Borsa İstanbul örneği. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 4(1), 21-28.
- Yunita, I. (2018). Analysis and accuracy level comparison between Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Theory (APT) in determining the expected return. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 8(5), 468-473.
- Yükseler, Z. (2013). *Yatırım-Tasarruf dengesi: Türkiye uygulaması ve sorunlar*. No: 2013/03/01, TCMB Yayınları.

Ekler

Ek 1

Veri Seti Tanımlayıcı İstatistikleri (2002-2008)

Değişkenlerin Özellikleri	BIST100G	AG	DG	F	MBONCUD	VIXD
Ortalama	1.793529	1.330196	0.261562	2.319223	0.030646	2.332534
Ortanca	3.681421	1.154716	-0.33883	1.432729	0.078526	-1.61891
Max.	29.7357	19.65974	12.22953	5.889167	0.607119	90.7506
Min.	-23.1203	-11.8785	-5.95806	1.247917	-1.203176	-29.13732
Std. Sapma	10.45884	4.945288	3.841863	1.468808	0.332232	19.1006
Çarpıklık	0.087519	0.508093	1.403603	1.293474	-1.305528	1.619097
Basıklık	3.144434	4.452632	4.947551	3.062414	5.435257	7.610736
Jarque-Bera Normality Test İstatistiği	0.171665	10.47591	38.91122	22.32065	42.49365	105.816
Jarque-Bera Normality Test İstatistiği Olasılık Değeri	0.917748	0.005311	0	0.000014	0	0
Gözlem Sayısı	80	80	80	80	80	80

Veri Seti Tanımlayıcı İstatistikleri (2008-2019)

Değişkenlerin Özellikleri	BIST100G	AG	DG	F	MBONCUD	VIXD
Ortalama	1.054497	1.691192	1.184725	0.891203	0.452425	1.778909
Ortanca	0.732681	1.438849	0.616452	0.810833	0.492472	-1.584872
Max.	22.8489	21.86913	19.8523	1.974792	1.290744	134.571
Min.	-22.7963	-10.5457	-8.90009	0.578	-1.201591	-38.4898
Std. Sapma	7.062507	4.790948	3.641057	0.279787	0.327145	24.17263
Çarpıklık	0.034942	1.075234	1.463659	2.158608	-1.761724	1.73252
Basıklık	3.453317	6.320569	9.351704	7.734091	10.11958	9.408128
Jarque-Bera Normality Test İstatistiği	1.104494	82.1661	256.795	215.5124	331.2915	278.6207
Jarque-Bera Normality Test İstatistiği Olasılık Değeri	0.575655	0	0	0	0	0
Gözlem Sayısı	126	126	126	126	126	126

Not: Bu tablolardaki bulgulara göre he iki dönemde de gözlem sayısı yeterlidir.

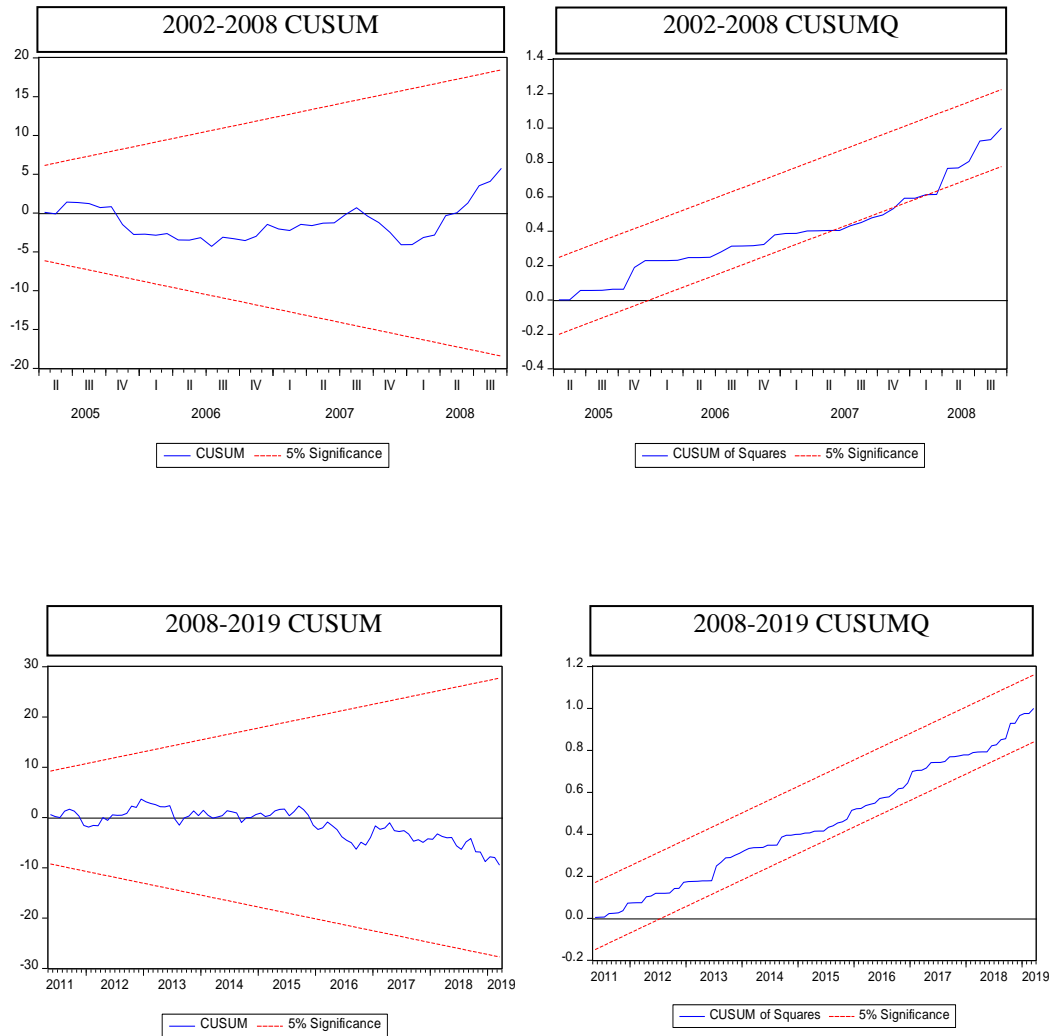
Ek 2

Eşbütünleşme Testi Ekran Görüntüleri

2002-2008 Dönemi					2008-2019 Dönemi				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship			F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000					Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.919129	10%	2.75	3.79	F-statistic	15.57311	10%	2.75	3.79
k	5	5%	3.12	4.25	k	5	5%	3.12	4.25
		2.5%	3.49	4.67			2.5%	3.49	4.67
		1%	3.93	5.23			1%	3.93	5.23

Ek 3

ARDL Tahmini CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



Not: Bu grafikler güven aralığı içinde kaldığı için yapılan tahmin sonuçları güvenilirdir.

Ek 4

Uzun Dönem Analizi Ekran Görüntüleri

2002-2008 Dönemi				
Levels Equation				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AG	0.059616	0.051581	1.155772	0.2543
DG	-1.374157	0.168640	-8.148444	0.0000
F	-1.651421	0.497117	-3.321997	0.0019
MBONCUD	2.945713	1.639004	1.797258	0.0795
VIXD	-0.001078	0.063885	-0.016876	0.9866

2008-2019 Dönemi				
Levels Equation				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AG	0.040316	0.194776	0.206988	0.8365
DG	-0.597025	0.200865	-2.972269	0.0037
F	6.446812	1.698993	3.794490	0.0003
MBONCUD	7.106252	0.922405	7.704045	0.0000
VIXD	-0.060458	0.011312	-5.344625	0.0000

Ek 5

Kısa Dönem Analizi Ekran Görüntüleri

2002-2008 Dönemi				
ECM Regression				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	28.10042	5.606379	5.012223	0.0000
D(AG)	-0.360617	0.083390	-4.324440	0.0001
D(BIST100G(-1))	0.546996	0.302586	1.807741	0.0778
D(BIST100G(-2))	0.621932	0.250730	2.480490	0.0172
D(BIST100G(-3))	0.448073	0.199776	2.242873	0.0302
D(BIST100G(-4))	0.227747	0.165116	1.379321	0.1751
D(BIST100G(-5))	0.243489	0.109260	2.228527	0.0313
D(DG)	-1.673500	0.292174	-5.727744	0.0000
D(DG(-1))	1.594587	0.440354	3.621147	0.0008
D(DG(-2))	0.749087	0.391658	1.912603	0.0626
D(DG(-3))	0.131814	0.339330	0.388453	0.6996
D(DG(-4))	0.894578	0.307321	2.910889	0.0057
D(DG(-5))	0.980565	0.259379	3.780434	0.0005
D(F)	1.856947	10.00217	0.185654	0.8536
D(F(-1))	9.302745	9.404797	0.989149	0.3283
D(F(-2))	-26.50376	9.443685	-2.806506	0.0076
D(F(-3))	15.71370	9.272510	1.694654	0.0975
D(F(-4))	-1.417642	9.103828	-0.155719	0.8770
D(F(-5))	27.93337	8.348465	3.345928	0.0017
D(MBONCUD)	-20.46739	11.36034	-1.801653	0.0788
D(VIXD)	-0.073270	0.047013	-1.558497	0.1266
D(VIXD(-1))	0.061593	0.076858	0.801387	0.4274
D(VIXD(-2))	0.058240	0.086950	0.669807	0.5066
D(VIXD(-3))	0.159788	0.086405	1.849279	0.0715
D(VIXD(-4))	0.263313	0.078411	3.358102	0.0017
D(VIXD(-5))	0.192508	0.056270	3.421119	0.0014
CointEq(-1)*	-1.957095	0.340540	-5.747038	0.0000
R-squared	0.888930	Mean dependent var	-0.252049	
Adjusted R-squared	0.827487	S.D. dependent var	16.35742	
S.E. of regression	6.794011	Akaike info criterion	6.945772	
Sum squared resid	2169.453	Schwarz criterion	7.786445	
Log likelihood	-229.9936	Hannan-Quinn criter.	7.281127	

2008-2019 Dönemi				
ECM Regression				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11.35726	1.674461	-6.782634	0.0000
@TREND	0.012779	0.017897	0.714007	0.4770
D(BIST100G(-1))	0.337695	0.113239	2.982136	0.0036
D(BIST100G(-2))	0.177560	0.080355	2.209693	0.0295
D(AG)	-0.114506	0.142131	-0.805634	0.4225
D(AG(-1))	0.060801	0.158985	0.382435	0.7030
D(AG(-2))	0.134003	0.145368	0.921821	0.3590
D(AG(-3))	-0.117960	0.144613	-0.815691	0.4167
D(AG(-4))	-0.053841	0.135709	-0.396738	0.6925
D(AG(-5))	-0.256994	0.114494	-2.244610	0.0271
D(DG)	-0.435052	0.211552	-2.056480	0.0425
D(DG(-1))	0.563365	0.206088	2.733616	0.0075
D(F)	5.406019	7.188442	0.752043	0.4539
D(F(-1))	2.484146	8.161506	0.304373	0.7615
D(F(-2))	8.459336	7.754176	1.090939	0.2781
D(F(-3))	-15.53266	7.056420	-2.201209	0.0301
D(F(-4))	-3.615428	7.458513	-0.484738	0.6290
D(F(-5))	-25.63042	7.797192	-3.287135	0.0014
D(VIXD)	-0.063436	0.014027	-4.522591	0.0000
CointEq(-1)*	-1.517875	0.153050	-9.917484	0.0000
R-squared	0.722503	Mean dependent var	-0.101123	
Adjusted R-squared	0.669779	S.D. dependent var	9.356665	
S.E. of regression	5.376797	Akaike info criterion	6.353074	
Sum squared resid	2890.994	Schwarz criterion	6.817656	
Log likelihood	-361.1845	Hannan-Quinn criter.	6.541743	
F-statistic	13.70339	Durbin-Watson stat	2.077879	
Prob(F-statistic)	0.000000			