



Article Info/Makale Bilgisi

✓Received/Geliş: 29.05.2018 ✓Accepted/Kabul: 22.06.2018

DOI: 10.30794/pausbed.428242

Araştırma Makalesi/ Research Article

Eyüboğlu, S. ve Eyüboğlu, K. (2019). "Bileşik Öncü Göstergeler İle Borsa İstanbul Sektör Endeksleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi", *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, sayı 35, Denizli, s.285-298.

## BİLEŞİK ÖNCÜ GÖSTERGELER İLE BORSA İSTANBUL SEKTÖR ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ\*

Sinem EYÜBOĞLU\*\*Kemal EYÜBOĞLU\*\*\*

### Özet

Ekonomik faaliyetlerde yaşanabilecek dalgalanmalar tüm piyasaları olduğu gibi hisse senedi piyasalarını da etkilemektedir. Bileşik öncü göstergeler ise ekonomiye ilişkin beklentileri ortaya koymaktadır. Bu çalışmada 2006:01-2016:10 dönemi için bileşik öncü göstergeler endeksi ile 12 borsa sektör endeksi getirileri arasında ilişki olup olmadığı test edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisi değişkenler farklı seviyede durağan olduklarından Sınır Testi ile araştırılmıştır. Yapılan analizler sonucunda bileşik öncü göstergeler ile çalışmada yer alan tüm sektör endeksleri arasında uzun ve kısa dönemde ilişki olduğu belirlenmiştir. İlaveten bileşik öncü göstergelerdeki artışın tüm sektör endekslerini kısa dönemde olumlu yönde etkilediği tespit edilmiştir. Nedensellik sonuçları ise çoğunlukla bileşik öncü göstergelerin endekslerin nedeni olduğunu ortaya koymuştur.

**Anahtar kelimeler:** *Bileşik öncü göstergeler, Borsa İstanbul, Sınır testi.*

## EXAMINING RELATIONSHIP BETWEEN COMPOSITE LEADING INDICATORS AND BORSA İSTANBUL SECTOR INDICES

### Abstract

Fluctuations in economic activity affect stock market as well as in all markets. Composite leading indicators show expectations regarding the economy. In this study, it is tested whether there is a relationship between composite leading indicators index and 12 stock market sector index returns for the period of 2006:01-2016:10. Cointegration relations are investigated by Bound Test because of series are stationary at different orders. Consequently, it has been determined that there is a long-term and short-term relationship between the composite leading indicators and all the sector indices in the study. In addition, it has been determined that an increase in composite leading indicators has positive effect on all sector indices in the short term. The results of the causality show that the composite leading indicators are the cause for the most of the indices.

**Keywords:** *Composite leading indicators, Borsa İstanbul, Bound test.*

\* Bu çalışma 2017 Global İşletme Araştırmaları Kongresi'nde sunulan çalışmanın gözden geçirilmiş ve genişletilmiş halidir.

\*\* Dr., Avrasya Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, TRABZON.

e-posta:sinemilmaz17@hotmail.com, (orcid.org/0000-0002-3525-9173)

\*\*\*Doç. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, TRABZON.

e-posta: keyuboglu@msn.com (orcid.org/0000-0002-2108-9732)

## 1. GİRİŞ

Son zamanlarda yaşanan krizler ve belirsizlikler, ekonomik faaliyetlerin yavaşlamasına ve dolayısıyla varlık fiyatlarında oynaklığa neden olmaktadır. Bu açıdan ekonomideki büyümelerin ve daralmaların önceden öngörülebilmesi hem politika yapıcılar hem de piyasa oyuncuları açısından önem arz etmektedir. OECD, ülkelerdeki ekonomik faaliyetlerdeki değişimlerin erken sinyallerini vermek amacıyla 1970'lerde bileşik öncü göstergeler sistemini geliştirmiştir.

Ekonomilerdeki dönüş noktalarını önceden belirleyebilmek amacıyla geliştirilen bileşik öncü göstergeler, ilerleyen yıllarda ekonominin şu anki ve yakın gelecekteki durumuna ilişkin analizlere olanak sağlaması açısından politika yapılar için önem arz etmektedir (Demirhan, 2014: 2). Böylece varlık fiyatları ile öncü göstergeler arasındaki etkileşimin belirlenmesiyle hem finansal sektörde risk analizlerinin yapılması kolaylaşacak, hem de reel sektörün planlama yapması kolaylaşabilecektir (Gülhan vd., 2012: 3). Türkiye'de de Aralık 2002 tarihinde TCMB, OECD ile birlikte yapmış olduğu çalışmalar neticesinde Türkiye ekonomisinde oluşabilecek yükseliş ve azalışları önceden tahmin edebilmek amacıyla bileşik öncü göstergeler endeksi oluşturmuştur (Demirhan, 2014: 2). Bu endeks finansçılar, reel sektör temsilcileri ve politika yapıcılar için mevcut ve kısa dönemdeki ekonomik durumun analizi için önemli bilgiler içermektedir (Topçu, 2014: 168).

Bu çalışmada Borsa İstanbul'daki 12 sektör endeksi ile bileşik öncü göstergeler endeksi (BONC) arasında kısa ve uzun dönemde ilişki olup olmadığı araştırılmıştır. Literatürde sanayi üretim endeksi, faiz, kur gibi makroekonomik veriler ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki üzerine çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak BONC ile hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların az sayıda olduğu, ilaveten bu iki değişken arasındaki ilişkiyi sektör endeksleri bazında test eden çalışmaların ise çok nadir olduğu görülmektedir. Dolayısıyla çalışmanın literatürdeki önemli bir boşluğu dolduracağı düşünülmektedir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde makroekonomik değişkenlerin varlık fiyatları üzerindeki etkisini inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalarda makroekonomik veriler olarak döviz kuru, para arzı, sanayi üretim endeksi, faiz gibi değişkenler kullanılmıştır. Bu çalışmalardan; Chen vd. (1986) EKK yöntemi ile makroekonomik değişkenlerden uzun ve kısa dönemli faiz oranları arasındaki marjın, beklenen ve beklenmeyen enflasyonun, sanayi üretiminin, düşük ve yüksek kredi derecesine sahip menkul kıymetlerin borçlanma faizlerinin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini incelemiş ve çalışma sonucunda tüm makroekonomik değişkenlerin hisse senetleri üzerinde etkisi olduğunu belirlenmiştir. Solnik (1987) çok değişkenli regresyon ile 1973-1983 dönemi için ABD, Japonya, Almanya, İngiltere, Fransa, Kanada, Hollanda, İsviçre ve Belçika hisse senedi piyasaları üzerinde döviz kuru, faiz oranları ve enflasyon beklentisindeki değişimlerin etkilerini incelemiş ve kurdaki değişikliklerinin ABD hariç, diğer tüm ülke hisse senedi piyasalarını olumlu yönde etkilediğini saptamıştır.

Wongbangpo ve Sharma (2002) 1985-1996 dönemi için 5 Asya ülkesindeki (Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland) hisse senedi fiyatları ile GSYİH, TÜFE, para arzı, faiz oranı ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Çalışma sonucunda ise hem kısa ve hem de uzun dönemde hisse senedi fiyatları ile çalışmada yer alan makroekonomik değişkenler arasında bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Maysami vd. (2004) 1989-2001 yılları arasını kapsayan çalışmalarında Johansen eşbütünleşme testi ile faiz oranı, enflasyon, döviz kuru, sanayi üretimi ve para arzı ile Singapur hisse senedi endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Sonuç olarak hisse senedi endeksi ile kısa ve uzun dönemli faiz oranları, sanayi üretimi, enflasyon, döviz kuru ve para arzı arasında uzun dönemde ilişki olduğu bulunmuştur. Gan vd. (2006) Yeni Zelanda'da hisse senedi piyasası ile enflasyon oranı, faiz oranı, reel döviz kuru, gayri safi yurt içi hasıla, M1 ve yurt içi petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile 1990-2003 dönemi için incelemiş ve hisse senedi piyasasının faiz oranları, M1 ve GSYİH'dan etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Yılmaz vd. (2006) Johansen eşbütünleşme testi ve Granger Nedensellik testi ile 1990-2003 dönemi için hisse senedi fiyatları ile TÜFE, sanayi üretim endeksi, para arzı, faiz oranı, döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışma sonucunda para arzı ve döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında çift yönlü, TÜFE ve faiz oranı ile hisse senedi fiyatları arasında ise tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Ratanapakorn ve Sharma (2007) 1975-1999 dönemi için S&P 500 endeksi ile kısa ve uzun dönem faiz oranları, para arzı, tüketici fiyat endeksi, döviz kurları ve sanayi üretim endeksi

arasında bir ilişkinin var olup olmadığını Johansen eşbütünleşme testi ve Granger Nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgular borsa ile uzun dönem faiz oranları arasında negatif ilişki olduğunu, diğer beş değişken ve borsa arasında ise pozitif ilişki olduğunu göstermiştir. İlaveten çalışmada uzun dönemde bütün makro değişkenlerin borsanın Granger nedeni olduğu saptanmıştır.

Alam ve Uddin (2009) 1888-2003 yılları arasını kapsayan çalışmalarında Avustralya, Bangladeş, Kanada, Şili, Kolombiya, Almanya, İtalya, Jamaika, Japonya, Malezya, Meksika, Filipin, Güney Afrika, İspanya ve Venezuela hisse senedi piyasaları ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar faiz oranları ile hisse senedi piyasaları arasında negatif bir ilişkinin olduğunu göstermiştir.

Rasiah (2010) Malezya'da 1980-2006 dönemi için hisse senedi piyasası TÜFE, M1, reel kur ve sanayi üretim endeksi arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile araştırmış ve çalışmada yer alan makro değişkenlerin hisse senedi piyasasındaki hareketleri açıklama kabiliyeti olduğunu belirlemiştir. Sharma ve Mahendru (2010) ANOVA analizi ile Hindistan'da 2008-2009 yılları arasını ele alarak hisse senedi fiyatları ile altın fiyatları, döviz kurları, döviz rezervleri, enflasyon arasında herhangi bir ilişki olup olmadığını test etmiştir. Yapılan analizler sonucunda hisse senedi fiyatları üzerinde enflasyonun ve döviz rezervlerinin herhangi bir etkisinin bulunmadığı; döviz kurları ve altın fiyatlarının ise hisse senedi fiyatlarını etkilediği saptanmıştır.

Khan ve Zaman (2012) Pakistan'da 1998-2000 dönemi için hisse fiyatları ile makroekonomik değişkenlerden GSYİH, ihracat, TÜFE, M2, döviz kuru, doğrudan yabancı yatırımlar ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi çok değişkenli regresyon analizi ile araştırmışlardır. Elde edilen bulgular GSYİH'nin ve döviz kurunun hisse senedi fiyatlarını pozitif, TÜFE'nin ise negatif yönde etkilediğini ortaya koymuştur. Jaafar (2013) Malezya için 2008-2003 yılları arasını dikkate alarak hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi çok değişkenli regresyon analizi ile test etmiştir. Çalışmada sonucunda hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaları gidermek için M3 ve döviz kurlarının iyi birer gösterge olduğu, TÜFE ile sanayi üretim endeksinin ise hisse senetleri üzerinde herhangi bir etkisi olmadığını saptanmıştır. Vejzagic ve Zarafat (2013) 2006-2012 dönemi için Malezya'da bazı makroekonomik değişkenlerle (faiz oranı, kur, enflasyon, para arzı) ile Shariah hisse senedi endeksi arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri ile incelemişlerdir. Elde edilen bulgular Hisse senedi endeksi ile faiz oranları, döviz kuru ve para arzı istatistiksel açıdan anlamlı ilişki olduğunu göstermiştir. İlaveten faiz oranları ve döviz kuru ile endeks arasında negatif, para arzı ile endeks arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu vurgulanmıştır.

Kalyanaraman ve Tuwajri (2014) 1994-2013 dönemini ele alarak Suudi Arabistan için tüketici fiyat endeksi, endüstriyel çıktı, para arzı, S&P 500, döviz kuru ve petrol fiyatları ile hisse endeksleri arasında uzun dönemde ilişki olup olmadığını Johansen eşbütünleşme testi ile incelemiştir. Yapılan analizler sonucunda S&P 500 endeksi dışındaki diğer tüm değişkenlerle Suudi hisse senedi piyasasının ilişkili olduğu belirlenmiştir. İlaveten bu makroekonomik değişkenlerin hisse senedi piyasasının Granger nedeni olduğu ifade edilmiştir.

Literatürde öncü gösterge ile varlık fiyatları arasındaki ilişkinin inceleyen çalışmalarda ise; Hacıhasanoğlu ve Soytaş (2011) 2001-2010 dönemi için yapmış oldukları çalışmalarında bileşik öncü göstergeler ile Mali, Savunma, Sınai, Hizmetler, Teknoloji ve Ulaştırma endeksleri arasındaki ilişkiyi VAR analizi ile incelemişlerdir. Yapılan analizler sonucunda uzun dönemde bileşik öncü göstergelerde meydana gelen pozitif değişimlerin, Savunma ve Hizmet sektörleri dışında, tüm sektörlerini olumlu etkilediği belirlenmiştir.

Gülhan vd. (2012) ise 2000-2010 dönemi için bileşik öncü göstergeler ve borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi uluslararası boyutta araştırmışlardır. Çalışmada dokuz Avrupa ülkesi (İngiltere, İspanya, Hollanda, İtalya, Almanya, Fransa, Belçika, Avusturya, Türkiye), beş Asya ülkesi (G. Kore, Japonya, Endonezya, Hindistan, Çin), dört Amerika Kıtası ülkesi (ABD, Kanada, Meksika, Brezilya) olmak üzere 18 ülkeye ilişkin veriler kullanılmıştır. Yapılan Johansen Fisher Panel Eşbütünleşme analizi sonucunda Almanya hariç diğer çalışmada yer alan ülkelerde bileşik öncü göstergelerin borsalar endeksi üzerinde anlamlı etkisinin bulunduğu ve bu iki değişkenin eşbütünleşik olduğu saptanmıştır.

Topcu ve Ünlü (2013) 2000-2011 dönemi için gelişmekte olan 13 ülkeye ilişkin verileri kullanarak bileşik öncü göstergelerle hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönem ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve nedensellik

ilişkinini ise Toda-Yamamoto testi ile analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda, bileşik öncü göstergeler ile borsa arasında bir eşbütünleşme ilişkisi belirlenmemiştir. İlaveten 2 değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ifade edilmiştir.

Topcu (2014) 2011-2014 dönemi için BIST-100 ile bileşik öncü göstergeler ile hisse senedi fiyatları arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Yapılan Engle ve Granger ile Johansen eşbütünleşme testleri sonucunda elde edilen bulgular öncü göstergeler ile hisse senedi piyasası arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını; kısa dönemde ise öncü göstergelerden hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermiştir.

### 3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Aylık verilerin<sup>1</sup> kullanıldığı bu çalışmada örneklem dönemi 2006:01-2016:10 periyodunu kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan bileşik öncü göstergelere ait veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden ve Borsa İstanbul endekslerine ilişkin veriler ise Borsa İstanbul'dan elde edilmiştir. Tablo 1'de analizlerde kullanılan sektör endeksleri gösterilmiştir.

**Tablo 1: Çalışmada Yer Alan Endeksler**

Kodu	Endeks Adı	Kodu	Endeks Adı
XUSIN	BIST Sınai	XUTEK	BIST Teknoloji
XTEKS	BIST Tekstil ve Deri	XBLSM	BIST Bilişim
XMANA	BIST Metal Ana	XULAS	BIST Ulaştırma
XMESY	BIST Metal Eşya Makine	XTRZM	BIST Turizm
XUHIZ	BIST Hizmetler	XUMAL	BIST Mali
XELKT	BIST Elektrik	XGMYO	BIST GMYO

Çalışmada endekslere ilişkin aylık getiriler hesaplanmıştır. Getiri hesaplanmasında;

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

formülünden yararlanılmıştır. Burada  $R_t$ ; hisse senedi endeksinin t dönemi doğal logaritmik getiri değerini,  $P_t$ ; ilgili hisse senedi endeksinin t dönemi kapanış değerini ve  $P_{t-1}$ ; ilgili hisse senedi endeksinin t-1 dönemdeki kapanış değerini göstermektedir.

TCMB tarafından ekonomik faaliyetteki büyüme ve daralma dönemlerini önceden görebilmek amacıyla OECD ile yürüttüğü ortak çalışma sonucunda, 2002 yılı itibarıyla ekonomik faaliyet için bileşik öncü göstergeler endeksi oluşturulmuştur. Endeksi oluşturan göstergeler aşağıda verilmiştir (Demirhan, 2014: 4).

- Elektrik Üretim Miktarı
- Satış Miktarı ile Ağırlıklandırılmış Hazine İhalesi Faiz Oranı
- Ara Malları İthalatı
- TCMB İktisadi Yönelim Anketi - Mamul Mal Stok Miktarı ile İlgili Soru
- TCMB İktisadi Yönelim Anketi - Toplam İstihdam Miktarı ile İlgili Soru
- TCMB İktisadi Yönelim Anketi - İç Piyasadan Alınan Yeni Siparişlerin Miktarı ile İlgili Soru
- TCMB İktisadi Yönelim Anketi - İhracat Piyasalarından Alınan Yeni Sipariş Miktarı ile İlgili Soru

1 Veriler Census Bureau's X12 yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Analizin ilk aşamasında, değişkenlerin durağan oldukları seviyeler Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri yardımıyla tespit edilmiştir. Gecikme uzunlukları ise Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kriteri ile belirlenmiştir. Değişkenlerin farklı seviyelerde durağan olması durumunda ise değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından ortaya konan Sınır Testi yöntemi ile araştırılmıştır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \Delta X_{t-i} + \alpha_4 Y_{t-1} + \alpha_3 X_{t-1} + \mu \quad (2)$$

Sınır testinin uygulanması sırasında ilk olarak denklemde p olarak ifade edilen gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Modelde gecikme uzunlukları AIC kriterine göre tespit edilmiştir. Eşbütünleşme varlığı için ise F testi sonuçları dikkate alınır. Hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenmiş alt kritik değerden küçükse değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığını savunan  $H_0$  hipotezi kabul edilir. Ancak hesaplanan F istatistiği üst kritik değeri aşıyorsa, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğuna karar verilir. Hesaplanan F istatistiği, alt ve üst kritik değerler arasında ise uzun dönem ilişki hakkında kesin bir yorum yapılamaz. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kullanılır. ARDL modeli (3) numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p a_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} X_{t-i} + \mu \quad (3)$$

Son olarak da (4) numaralı denklemde ifade edilen hata düzeltme modeli yardımıyla kısa dönem katsayılar tahmin edilir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde EC hata düzeltme terimini temsil etmektedir. Kısa dönemli ilişkiden bahsedebilmek için hata düzeltme katsayısının negatif değer alması ve istatistiksel açıdan anlamlı olması gerekmektedir.

Farklı seviyede durağan olduğu belirlenen değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise aynı seviyeden durağan olmayan değişkenlerde nedensellik ilişkisinin araştırılmasını sağlayan Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ile araştırılmıştır. Toda-Yamamoto (1995) testinde ilk aşama, VAR modelinde uygun gecikme seviyesinin (p) belirlenmesidir. İkinci aşamada, p gecikmeye, en yüksek entegreye sahip değişkenin bütünleşme seviyesi ( $d_{max}$ ) ilave edilmektedir. Üçüncü aşamada,  $p+d_{max}$  gecikme için değişkenlerin orijinal değerleri üzerine EKK modeli tahmin edilmektedir. Son olarak (p) gecikme için standart Wald testi kullanılarak, bu kısıtlamaların anlamlılığı sınanır (Toda ve Yamamoto, 1995: 230-233). Y ve X değişkenlerine ait verilerin seviye değerlerinin yer aldığı iki değişkenli model aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \lambda_1 + \sum_{i=1}^k a_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} a_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} X_{t-j} + e_{1t} \quad (5)$$

$$X_t = \lambda_2 + \sum_{i=1}^k a_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} a_{3j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{3j} X_{t-j} + e_{2t} \quad (6)$$

#### 4. BULGULAR

Tablo 2’de çalışmada yer alan 12 Borsa İstanbul sektör endeksine ve bileşik öncü göstergelere ilişkin tanımlayıcı istatistikler verilmiştir. Tabloya göre ilgili dönem boyunca BIST Turizm hariç diğer tüm endekslerin yatırımcılarına pozitif ortalama getiriler sağladığı belirlenmiştir. Sektör endeksleri arasında en yüksek oynaklığa sahip olan endeksin BIST Ulaştırma; en düşük oynaklığa sahip olan endeksin ise BIST Hizmetler olduğu görülmektedir.

**Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler**

	Ortalama	Maksimum	Minimum	St. Sapma	Çarpıklık	Basıklık
LBONC	5,312	5,491	5,11	0,114	-0,11	1,68
LXUSIN	0,007	0,192	-0,25	0,062	-0,97	6,47
LXTEKS	0,007	0,198	-0,26	0,076	-0,61	4,38
LXMANA	0,009	0,317	-0,34	0,088	-0,28	5,33
LXMESY	0,010	0,234	-0,38	0,086	-1,04	6,46
LXUHIZ	0,008	0,167	-0,22	0,058	-0,93	5,85
LXELKT	0,000	0,240	-0,26	0,087	-0,06	3,23
LXULAS	0,011	0,244	-0,37	0,103	-0,37	3,96
LXTRZM	-0,005	0,248	-0,32	0,089	-0,62	4,87
LXUMAL	0,004	0,192	-0,28	0,080	-0,41	4,32
LXGMYO	0,001	0,192	-0,38	0,084	-1,17	6,84
LXUTEK	0,011	0,213	-0,28	0,084	-0,38	4,04
LXBLSM	0,007	0,260	-0,29	0,088	-0,14	4,03

Eşbütünlüğe analizine geçilmeden önce ADF ve PP birim kök testleri yardımıyla değişkenlerin durağan oldukları düzeyler belirlenmiştir. Tablo 3'te bileşik öncü göstergeler (BONC) ve Borsa İstanbul sektör endeksleri için hesaplanan ADF ve PP birim kök testi sonuçları görülmektedir. Tablo 3 incelendiğinde, 2006:1-2016:10 dönemi için çalışmada kullanılan sektör endekslerinin %1 önem düzeyinde seviye değerlerinde, BONC değişkeninin ise %1 önem düzeyinde birinci farkında durağan olduğu gözlenmiştir. Bu açıdan çalışmada BONC ile BIST endeksleri arasındaki eşbütünlüğe ilişkisi Sınır Testi yöntemi ile incelenmiştir.

**Tablo 3: Değişkenlere Ait Birim Kök Sonuçları**

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend
LBONC	-0,961	-2,652	-0,815	-2.504
ΔLBONC	-4,261 <sup>a</sup>	-4,208 <sup>a</sup>	-3,233 <sup>a</sup>	-3,242 <sup>a</sup>
LXUSIN	-9.442 <sup>a</sup>	-9.389 <sup>a</sup>	-9.736 <sup>a</sup>	-9.877 <sup>a</sup>
LXTEKS	-9.775 <sup>a</sup>	-9.558 <sup>a</sup>	-9.881 <sup>a</sup>	-9.139 <sup>a</sup>
LXMANA	-11.083 <sup>a</sup>	-11.910 <sup>a</sup>	-9.222 <sup>a</sup>	-9.922 <sup>a</sup>
LXMESY	-8.666 <sup>a</sup>	-8.443 <sup>a</sup>	-8.811 <sup>a</sup>	-8.122 <sup>a</sup>
LXELKT	-9.511 <sup>a</sup>	-9.030 <sup>a</sup>	-10.736 <sup>a</sup>	-10.335 <sup>a</sup>
LXTRZM	-10.301 <sup>a</sup>	-10.321 <sup>a</sup>	-10.368 <sup>a</sup>	-10.388 <sup>a</sup>
LXUHIZ	-10.408 <sup>a</sup>	-10.511 <sup>a</sup>	-10.119 <sup>a</sup>	-10.005 <sup>a</sup>
LXULAS	-9.295 <sup>a</sup>	-9.913 <sup>a</sup>	-89.699 <sup>a</sup>	-9.591 <sup>a</sup>
LXUMAL	-8.288 <sup>a</sup>	-8.288 <sup>a</sup>	-8.233 <sup>a</sup>	-8.099 <sup>a</sup>
LXGMYO	-9.123 <sup>a</sup>	-9.068 <sup>a</sup>	-9.246 <sup>a</sup>	-9.199 <sup>a</sup>
LXUTEK	-10.134 <sup>a</sup>	-10.633 <sup>a</sup>	-10.331 <sup>a</sup>	-10.073 <sup>a</sup>
LXBLSM	-9.776 <sup>a</sup>	-9.990 <sup>a</sup>	-9.755 <sup>a</sup>	-9.841 <sup>a</sup>

<sup>a</sup>, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Bu aşamada öncelikle AIC bilgi kriterine göre modellerde kullanılacak optimal gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Ardından BONC ile BIST sektör endeksleri arasındaki uzun dönem ilişkinin araştırılması için Sınır Testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 4’te gösterilmiştir. Buna göre Tablo 4’te görüldüğü üzere tüm modeller için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından %1 için belirlenen kritik değerlerden yüksek olduğundan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmış ve ardından uzun ve kısa dönemli ilişkileri belirlemek için ARDL modellerine geçilmiştir.

**Tablo 4: Sınır Testi Sonuçları**

LBONC (Bağımsız Değişken)			
Bağımlı Değişken	F istatistiği Değeri	Bağımlı Değişken	F istatistiği Değeri
LXUSIN	49,811 <sup>a</sup>	LXUTEK	48,466 <sup>a</sup>
LXTEKS	40,295 <sup>a</sup>	LXBLSM	48.163 <sup>a</sup>
LXMANA	35,946 <sup>a</sup>	LXULAS	33,963 <sup>a</sup>
LXMESY	46,848 <sup>a</sup>	LXTRZM	32,102 <sup>a</sup>
LXUHIZ	29,914 <sup>a</sup>	LXUMAL	24,621 <sup>a</sup>
LXELKT	35,929 <sup>a</sup>	LXGMYO	47,338 <sup>a</sup>

<sup>a</sup> %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

ARDL Modellerinde gecikme uzunlukları AIC kriterine göre belirlenmiştir. Tablo 5’te değişkenler için hesaplanan ARDL Modelleri tahmin sonuçları sunulmuştur.

**Tablo 5: Değişkenler için Hesaplanan ARDL Modeli Tahmin Sonuçları**

Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.	Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.
LXUSIN(-1)	ARDL(1,1)	-0.050	-0.582	LXTEKS(-1)	ARDL(1,1)	0.034	0.390
LBONC		1.328	5.884 <sup>a</sup>	LBONC		1.140	4.561 <sup>a</sup>
LBONC (-1)		-1.281	-5.871 <sup>a</sup>	LBONC (-1)		-1.104	-4.555 <sup>a</sup>
c		-0.264	-1.155	c		-0.205	-0.701
R <sup>2</sup> = 0.235 White =1.313 LM(1)=0.535 LM(12)= 1.107				R <sup>2</sup> = 0.133White=0,496 LM(1)=0.476 LM(12)= 1.185			
Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.	Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.
LXMANA(-1)	ARDL(1,1)	0.106	1.240	LXMESY(-1)	ARDL(1,1)	-0.005	-0.061
LBONC		1.563	4.241 <sup>a</sup>	LBONC		1.610	4.452 <sup>a</sup>
LBONC (-1)		-1.525	-4.235 <sup>a</sup>	LBONC (-1)		-1.501	-4.424 <sup>a</sup>
c		-0.220	-0.646	c		-0.604	-1.957
R <sup>2</sup> = 0.169 White =1,033 LM(1)=0.104 LM(12)=0.973				R <sup>2</sup> = 0.305 White=1.085 LM(1) =0.101LM(12)=0,812			
Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.	Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.
LXULAS(-1)	ARDL(4,1)	0.076	0.748	LXUTEK(-1)	ARDL(1,4)	-0.032	-0.333
LXULAS(-2)		0.087	0.938	LBONC		0.469	2.293 <sup>b</sup>
LXULAS(-3)		0.080	0.866	LBONC (-1)		-0.460	-1.344
LXULAS(-4)		0.194	2.129 <sup>b</sup>	LBONC (-2)		0.165	0.457
LBONC		0.344	1.451	LBONC (-3)		0.211	0.619
LBONC (-1)		-0.511	-2.135 <sup>b</sup>	LBONC (-4)		-0.449	-2.290 <sup>b</sup>
c		0.778	2.340 <sup>b</sup>	c		0.312	1.088



R <sup>2</sup> = 0.164 White =0.455 LM(1)=0.606 LM(12)= 1.027				R <sup>2</sup> = 0.164 White =1.101LM(1)=0.218LM(12)= 1.08			
Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.	Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.
LXTRZM(-1)	ARDL(2,1)	-0.058	-0.661	LXGMYO(-1)	ARDL(2,1)	0.028	0.323
LXTRZM(-2)		-0.183	-2.111 <sup>b</sup>	LXGMYO(-2)		-0.159	-1.883
LBONC		1.562	4.757 <sup>a</sup>	LBONC		1.084	5.421 <sup>a</sup>
LBONC (-1)		-1.511	-4.749 <sup>a</sup>	LBONC (-1)		-1.08	-5.396 <sup>a</sup>
c		-0.309	-0.875	c		-0.574	-1.771
R <sup>2</sup> = 0.05 White =0.528 LM(1) = 0.226 LM(12)=1.114				R <sup>2</sup> = 0.266 White=1.145 LM(1)=0.416LM(12)=1.211			
Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.	Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.
LXUMAL(-1)	ARDL(3,1)	-0.041	-0.478	LXUHIZ(-1)	ARDL(3,1)	-0.278	-3.178 <sup>a</sup>
LXUMAL(-2)		-4.61E	-0.000	LXUHIZ(-2)		-0.148	-1.709 <sup>c</sup>
LXUMAL(-3)		-0.186 <sup>b</sup>	-2.273	LXUHIZ(-3)		-0.198	-2.382 <sup>b</sup>
LBONC		1.522 <sup>a</sup>	3.939 <sup>a</sup>	LBONC		1.434	4.247 <sup>a</sup>
LBONC (-1)		-1.484 <sup>a</sup>	-3.938 <sup>a</sup>	LBONC (-1)		-1.471	-4.278 <sup>a</sup>
c		-0.224	-0.717	c		0.185	0.828
R <sup>2</sup> = 0.197 White =0.494 LM(1)=0.341 LM(12)= 1.132				R <sup>2</sup> = 0.201 White =0,642 LM(1) = 0.14 LM(12)= 1.01			
Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.	Değişkenler	Model	Katsayı	t ist.
LXELKT(-1)	ARDL(1,1)	0.098	1.138	LXBLSM(-1)	ARDL(1,1)	0.061	0.704
LBONC		1.661	3.277 <sup>a</sup>	LBONC		1.038	3.7480 <sup>a</sup>
LBONC (-1)		-1.632	-3.275 <sup>a</sup>	LBONC (-1)		-1.029	-3.709 <sup>a</sup>
c		-0.179	-0.532	c		-0.597	-1.689
R <sup>2</sup> = 0.174 White =1,10 LM(1)=0.496 LM(12)= 1.381				R <sup>2</sup> = 0.136 White =0,48 LM(1) =0.404 LM(12)= 1.60			

Tablo 6’da ise ARDL modelleri tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayıları gösterilmiştir. Buna göre sadece XUTEK, XGMYO ve XBLSM ile BONC arasındaki uzun dönem katsayısı istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Diğer modellerdeki uzun dönem katsayıları ise istatistiksel açıdan anlamsızdır.

**Tablo 6: ARDL Modellerinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları**

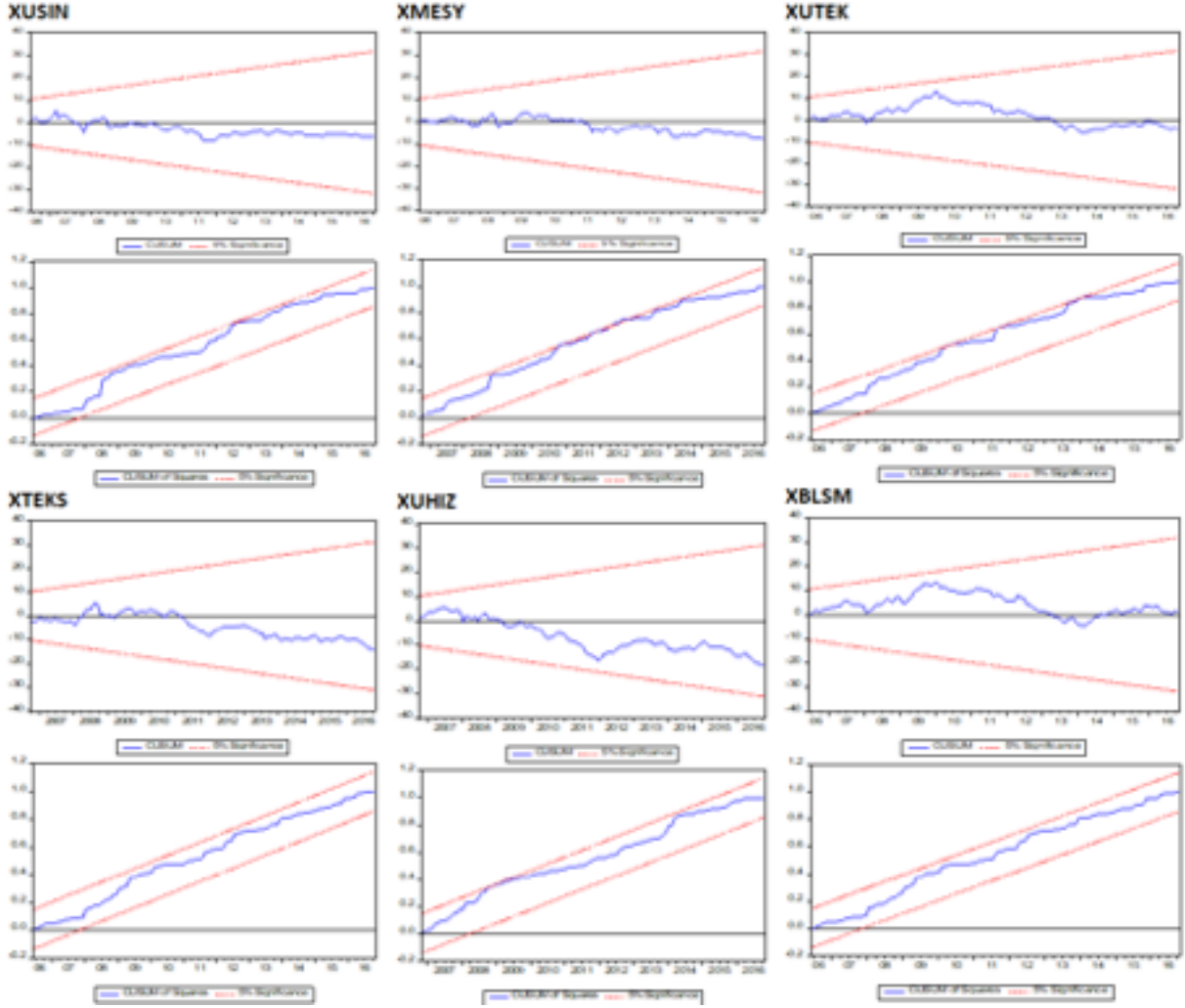
Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı
ARDL (1,1) BIST Sınai		ARDL (1,1) BIST Bilişim		ARDL (3,1) BIST Hizmetler	
LBONC	0.0443	LBONC	0.1165 <sup>c</sup>	LBONC	-0.0226
c	-0.2521	c	-0.6368 <sup>c</sup>	c	0.1142
Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı
ARDL (1,1) BIST Tekstil		ARDL (1,4) BIST Teknoloji		ARDL (1,1) BIST Elektrik	
LBONC	0.0367	LBONC	0.1266 <sup>b</sup>	LBONC	0.0320
c	-0.2129	c	-0.6880 <sup>b</sup>	c	-0.1988
Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı
ARDL (1,1) BIST Metal Ana		ARDL (4,1) BIST Ulaştırma		ARDL (3,1) BIST Mali	
LBONC	0.0427	LBONC	-0.0196	LBONC	0.0306
c	-0.2466	c	0.0892	c	-0.1827
Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı	Değişkenler	Katsayı
ARDL (1,1) BIST Metal Eşya Makina		ARDL (2,1) BIST Turizm		ARDL (2,1) BIST GMYO	
LBONC	0.1078	LBONC	0.0412	LBONC	0.0902 <sup>c</sup>
c	-0.6008	c	-0.2491	c	-0.5083 <sup>c</sup>

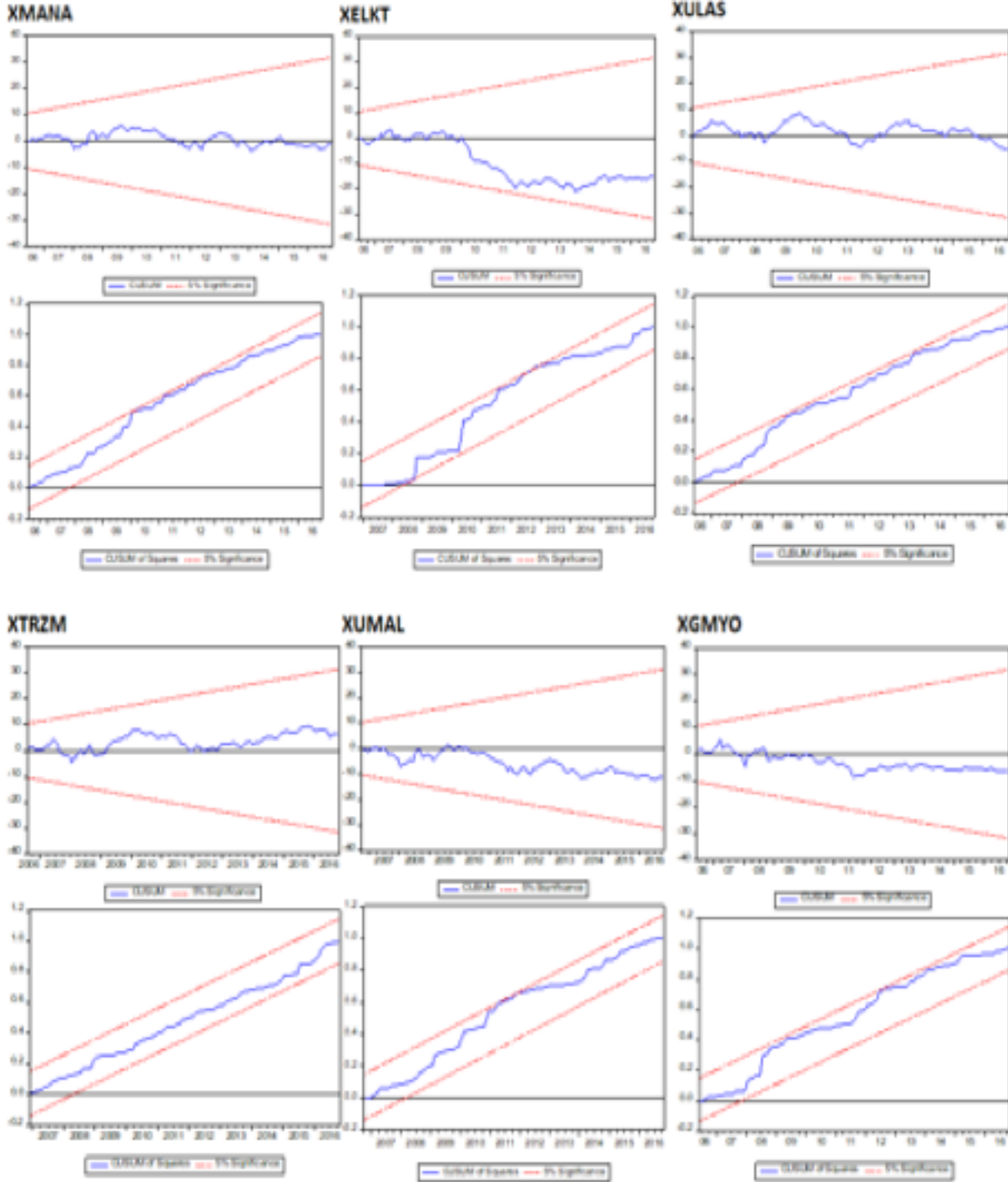
<sup>b</sup> ve <sup>c</sup> sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.



Tahmin edilen ARDL modelinin katsayılarının istikrarlı olup olmadığını görebilmek için CUSUM ve CUSUMSQ grafiklerinden yararlanılmıştır. Uzun dönem modeline ilişkin CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde yer alması ARDL modellerindeki katsayıların istikrarlı olduğunu göstermektedir.

**Tablo 7: CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri**





ARDL modellerinden uzun döneme ait katsayılar elde edildikten sonra kısa dönem tahminine geçilmiştir. Burada hata düzeltme modeli katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması beklenmektedir. Tablo 8’de BONC ile BIST sektör endeksleri arasındaki kısa dönem ilişkiyi gösteren ARDL modellerine dayalı hata düzeltme modeli sonuçları gösterilmiştir.

Buna göre çalışmada yer alan tüm sektör endeksleri ile BONC arasındaki kısa dönem ilişkiyi gösteren hata düzeltme katsayısı negatif ve aynı zamanda istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum BONC ile Borsa İstanbul sektör endeksleri arasında kısa dönem ilişki olduğunu göstermektedir. İlaveten BONC’taki artışın tüm sektör endekslerini kısa dönemde pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir.

**Tablo 8: ARDL Modellerine Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

Değişkenler	XUSIN	Katsayı	t ist.	Değişkenler	XTEKS	Katsayı	t ist.
$\Delta$ LBONC	ARDL(1,1)	1.328	7.068 <sup>a</sup>	$\Delta$ LBONC	ARDL(1,1)	1.140	5.561 <sup>a</sup>
ECM(-1)		-0.950	-10.21 <sup>a</sup>	ECM(-1)		-0.965	-11.082 <sup>a</sup>
Değişkenler	XMANA	Katsayı	t ist.	Değişkenler	XMESY	Katsayı	t ist.
$\Delta$ LBONC	ARDL(1,1)	1.563	3.202 <sup>a</sup>	$\Delta$ LBONC	ARDL(1,1)	0.910	4.602 <sup>a</sup>
ECM(-1)		-0.893	-7.467 <sup>a</sup>	ECM(-1)		-0.905	-6.949 <sup>a</sup>
Değişkenler	XELKT	Katsayı	t ist.	Değişkenler	XBLSM	Katsayı	t ist.
$\Delta$ LBONC	ARDL(1,1)	0.661	3.230 <sup>a</sup>	$\Delta$ LBONC	ARDL(1,1)	1.038	4.648 <sup>a</sup>
ECM(-1)		-0.901	-4.464 <sup>a</sup>	ECM(-1)		-0.938	-7.754 <sup>a</sup>
Değişkenler	XTRZM	Katsayı	t ist.	Değişkenler	XGMYO	Katsayı	t ist.
$\Delta$ LXTRZM(-1)	ARDL(2,1)	0.183	2.129 <sup>b</sup>	$\Delta$ LXGMYO(-1)	ARDL(2,1)	0.159	1.902 <sup>b</sup>
$\Delta$ LBONC		1.062	5.710 <sup>a</sup>	$\Delta$ LBONC		0.984	4.364 <sup>a</sup>
ECM(-1)		-0.942	-8.893 <sup>a</sup>	ECM(-1)		-0.930	-6.743 <sup>a</sup>
Değişkenler	XUHIZ	Katsayı	t ist.	Değişkenler mali	XUMAL	Katsayı	t ist.
$\Delta$ LXUHIZ(-1)	ARDL(3,1)	0.347	2.672 <sup>a</sup>	$\Delta$ LXUMAL(-1)	ARDL(3,1)	0.187	1.645
$\Delta$ LXUHIZ(-2)		0.198	2.409 <sup>b</sup>	$\Delta$ LXUMAL(-2)		0.186	2.304 <sup>b</sup>
$\Delta$ LBONC		1.034	6.154 <sup>a</sup>	$\Delta$ LBONC		1.522	4.824 <sup>a</sup>
ECM(-1)		-0.926	-9.551 <sup>a</sup>	ECM(-1)		-0.928	-7.665 <sup>a</sup>
Değişkenler	XUTEK	Katsayı	t ist.	Değişkenler	XULAS	Katsayı	t ist.
$\Delta$ LXUTEK(-1)	ARDL(4,1)	0.145	1.463	$\Delta$ LXULAS(-1)	ARDL(4,1)	0.244	1.407
$\Delta$ LXUTEK(-2)		0.342	1.024	$\Delta$ LXULAS(-2)		0.232	1.410
$\Delta$ LXUTEK(-3)		0.311	0.922	$\Delta$ LXULAS(-3)		0.266	1.173
$\Delta$ LBONC		-1.011	-1.632 <sup>c</sup>	$\Delta$ LBONC		-1.018	-1.735 <sup>c</sup>
ECM(-1)		-0.789	-6.132 <sup>a</sup>	ECM(-1)		-0.993	-7.146 <sup>a</sup>

<sup>a,b</sup> ve <sup>c</sup> %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise Toda-Yamamoto nedensellik testi ile araştırılmıştır. Tablo 9’da Toda-Yamamoto nedensellik testine ilişkin elde edilen bulgular sunulmuştur. Tabloya göre XMANA ve XELKT endeksleri ile BONC arasında çift yönlü, BONC’tan XUSIN, XMESY, XUHIZ, XULAS, XTRZM, XTEKS, XUMAL, XGMYO, XUTEK ve XBLSM endekslerine doğru ise tek yönlü nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 9: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları**

Nedenselliğin Yönü		F ist.	Nedenselliğin Yönü		F ist.
LXUSIN	LBONC	4.21	LXUTEK	LBONC	1.26
LBONC	LXUSIN	35.7 <sup>a</sup>	LBONC	LXUTEK	17.7 <sup>a</sup>
LXMANA	LBONC	9,97 <sup>b</sup>	LXBLSM	LBONC	0.06
LBONC	LXMANA	22.1 <sup>a</sup>	LBONC	LXBLSM	14.2 <sup>a</sup>
LXMESY	LBONC	2.17	LXTRZM	LBONC	1.14
LBONC	LXMESY	47.7 <sup>a</sup>	LBONC	LXTRZM	18.1 <sup>a</sup>
LXUHIZ	LBONC	0.89	LXTEKS	LBONC	0.55
LBONC	LXUHIZ	27.2 <sup>a</sup>	LBONC	LXTEKS	22.6 <sup>a</sup>
LXELKT	LBONC	6.64 <sup>c</sup>	LXUMA	LBONC	8.28
LBONC	LXELKT	17.08 <sup>a</sup>	LBONC	LXUMAL	27.5 <sup>a</sup>
LXULAS	LBONC	0.36	LXGMYO	LBONC	1.57
LBONC	LXULAS	7.19 <sup>c</sup>	LBONC	LXGMYO	28.8 <sup>a</sup>

<sup>a, b ve c</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

## 5. SONUÇ

Ekonomik faaliyetlerdeki dalgalanmaların önceden tahmin edilebilmesi, özellikle de son yıllarda yaşanan krizlerden sonra daha da önemli hale gelmiştir. Bu tür bir tahminin yapılabilmesi için ise ekonomik ve finansal göstergelere ihtiyaç duyulmaktadır. TCMB'nin yayınladığı bileşik öncü göstergeler (BONC) makroekonomide yaşanan daralma veya genişlemelerin önceden tahmini açısından yararlıdır. Böylelikle varlık fiyatlarında gelecekte oluşabilecek hareketler öngörülebilir.

Bu çalışmada 2006:01-2016:10 dönemi için bileşik öncü göstergeler ile Borsa İstanbul sektör endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelenmiştir. Çalışmada öncelikle değişkenlerin durağan olduğu düzeyler ADF ve PP yöntemleri ile araştırılmış ve sektör endekslerinin düzeyde, BONC'un ise birinci farkında durağan olduğu belirlenmiştir. Ardından Sınır testi yardımıyla çalışmada yer alan her bir sektör endeksi ile BONC arasındaki uzun dönem ilişki test edilmiş ve yapılan analizler sonucunda her bir sektör endeksinin BONC ile uzun dönemde ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Ardından ARDL modelleri yardımıyla uzun ve kısa dönem katsayıları araştırılmıştır. Uzun dönemde BONC'ta meydana gelen pozitif değişimlerin, XUTEK, XGMYO ve XBLSM endekslerini istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir. Ardından kısa dönemli ilişkiyi incelemek için ARDL modellerine dayalı hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar çalışmada yer alan tüm sektör endeksleri ile BONC arasındaki kısa dönemli ilişki olduğunu göstermiştir. İlaveten BONC'taki artışın tüm sektör endekslerini kısa dönemde pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir.

Ardından değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda ve Yamamoto (1995) testi ile araştırılmıştır. Elde edilen bulgular XMANA, XELKT ve endeksleri ile BONC arasında çift yönlü, BONC'tan XUSIN, XMESY, XUHIZ, XULAS, XTRZM, XTEKS, XUMAL, XGMYO, XUTEK ve XBLSM endekslerine doğru ise tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Bileşik öncü göstergeler endeksi ve sektör endeksleri arasındaki ilişkilere ait bu sonuçlar, yatırımcıların hisse senetlerine yatırım yaparken sektör ayırt etmeksizin bileşik öncü göstergeler endeksini dikkate aldığını ve BONC'un hisse senedi fiyatları için önemli bir gösterge olduğunu ortaya koymaktadır.

Elde edilen bu sonuçlar hisse senedi endekslerine yatırım yapmayı düşünen potansiyel yatırımcıların hisse senedi piyasalardaki değişimlerin belirleyicisi olarak BONC'a dikkat etmeleri gerektiğini göstermiştir. İlerleyen çalışmalarda farklı ülkeler veya farklı endeksler dikkate alınarak literatüre katkı sağlanabilir.

#### KAYNAKÇA

- Alam, M. ve Uddin, G. S. (2009), "Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries", *International Journal of Business and Management*, Vol: 4, Issue: 3, pp. 43-51.
- Büyükakın, F., Bozkurt, H. ve Cengiz, V. (2009), "Türkiye’de Parasal Aktarımın Faiz Kanalıının Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri İle Analizi", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33, ss. 101-118.
- Chen, N., Roll, R. ve Stephen A. R. (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, Vol: 56, pp. 383-403.
- Demirhan, A. A. (2014), "Ekonomik faaliyet için Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi’nde (MBÖNCÜ-SÜE) Yöntemsel Değişim", *TCMB Ekonomi Notları*, ss. 1-9.
- Gan, C., Minsoo L., Hua, H. A. Y. ve Jun, Z. (2006), "Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence", *Investment Management and Financial Innovations*, Vol: 3, Issue: 4, pp. 89-101.
- Gülhan, Ü., Kaya A., ve Güngör, B. (2012), "Bileşik Öncü Göstergeler ve Borsa Endeksi İlişkinin Uluslararası Boyutta İncelenmesine Yönelik Bir Araştırma", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt: 27, Sayı:1, 1-27.
- Hacıhasanoğlu, E. ve Soytaş, U. (2011), "Bileşik Öncü Göstergeler ve Sektörel Endeksler Arasındaki İlişki", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt: 26, Sayı: 1, ss.79-91.
- Jaafar, S. ve Zulaikha, S. (2013), "Relationship between Stock Market and Macroeconomics Variables", [Http://Ssrn.Com/Abstract=2276758,10.09.2016](http://Ssrn.Com/Abstract=2276758,10.09.2016)
- Kalyanaraman, L., ve Tuwajri, B. S. (2014), "Macroeconomic Forces and Stock Prices: Some Empirical Evidence from Saudi Arabia", *International Journal of Financial Research*, Vol: 5, Issue: 1, pp. 81-92.
- Khan, M. N. ve Zaman, S. (2012), "Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: Empirical Evidence from Karachi Stock Exchange", *Business, Economics, Financial Sciences, and Management*, Vol: 143, pp.227-233.
- Maysami, R. C., Howe, L. C., Hamzah, M. A. (2004), "Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore’s All-S Sector Indices," *Jurnal Pengurusan*, Vol: 24, pp. 47-77.
- OECD System of Composite Leading Indicators (2012), <http://www.oecd.org/std/leading-indicators/41629509.Pdf>, 10.09.2016.
- Pesaran, M. H. (1997), "The Role of Economic Theory in Modeling the Long Run", *The Economic Journal*, Vol: 107, Issue: 440, pp. 178-191.
- Pesaran, M. H., Y. Shin ve R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol: 16, pp. 289-326.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol: 75, Issue: 2, pp. 335-346.
- Rasiah, R. R. V. (2010), "Macroeconomic Activity and the Malaysian Stock Market: Empirical Evidence of Dynamic Relations", *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol: 4, Issue: 2, pp. 59-69.
- Ratanapakorn, O. ve Sharma, S. C. (2007), "Dynamic Analysis between the US Stock Returns and the Macroeconomic Variables", *Applied Financial Economics*, Vol: 17, Issue: 5, pp. 369-377.
- Sharma, G. D. ve Mahendru, M. (2010), "Impact of Macro-Economic Variables on Stock Prices in India", *Global Journal of Management and Business Research*, Vol: 10, Issue: 7, pp. 1-18.
- Solnik, B. (1987). "Using Financial Prices to test Exchange Rate Models: A Note", *Journal of Finance*, Vol: 42, pp. 141-149.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995), "Statistical Inference in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Process", *Journal of Econometrics*, Vol: 66, pp. 225-250.
- Topçu, E. (2014), "Bileşik Öncü Göstergeler ile Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği", *AKÜ İİBF Dergisi*, Cilt: 16, Sayı: 1, ss. 167-176.

- Topçu, M., ve Ünlü, U. (2013), Do Investors Consider Composite Leading Indicators? Time Series Evidence from Emerging Countries, *Theoretical and Applied Economics*, Vol: 20, Issue: 9, pp. 51-62.
- Vejzagic, M., ve Zarafat, H. (2013), "Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Index: Co-integration Evidence from FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah Index", *Asian Journal of Management Sciences & Education*, Vol: 2, Issue: 4, pp. 94-108.
- Wongbangpo, P., ve S. Sharma (2002), "Stock Market and macroeconomic fundamental Dynamic Interactions: ASEAN-5 Countries", *Journal of Asian Economics*, Vol: 13, pp. 27-51.
- Yılmaz, Ö., Bener G. ve Kaya, V. (2006), "Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik", *İMKB Dergisi*, Cilt: 34, ss. 1-16.