
BİLEŞİK ÖNCÜ GÖSTERGELERİN BORSA İÇİN ÖNCÜ OLMA ÖZELLİĞİ: G7 VE E7 ÜLKELERİNDE KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ

Müslüm POLAT¹

Eray GEMİCİ²

Öz

Bu çalışmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsası için öncü gösterge olma özelliği gösterip göstermediğini belirlemektir. Ayrıca bu özelliğin gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde nasıl farklılaştığını ortaya koymaktır. Bu amaçla, bu ülkelere ait Ocak 2002 – Haziran 2017 dönemi verileri ile panel eşbütünleşme ve nedensellik analizleri yapılmıştır. Ayrıca uzun dönem katsayı tahminleri için AMG yöntemi kullanılmıştır. Sonuç olarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki, Durbin-Hausman eşbütünleşme testi ile anlamlı bulunmasa da kırılmaları dikkate alan Westerlund Çok Kırılmalı LM testi ile kırılmalar etrafında anlamlı bulunmuştur. Yapılan katsayı tahminlerinde G7 ve E7 ülkelerinin ikisinde de pozitif anlamlı ilişki tespit edilmekle birlikte G7 ülkelerinde daha güçlü bir ilişki olduğu saptanmıştır. Son olarak Emirmahmutoğlu-Köse nedensellik testi ile her iki ülke grubunda da değişkenler arasında çift yönlü nedensellik bulunduğu belirlenmiştir.

Anahtar kelimeler: *Bileşik Öncü Gösterge, Menkul Kıymetler Borsası, Panel Eşbütünleşme.*

Jel Kodları: *C33, G10, G15*

THE LEADING FEATURE OF THE COMPOSITE LEADING INDICATORS FOR THE STOCK EXCHANGE: A COMPARATIVE ANALYSIS FOR THE G7 AND E7 COUNTRIES

Abstract

The purpose of this study is to determine whether composite leading indicators are a leading indicator feature for developed and emerging stock exchange. It is also to show how it differs in developed and developing countries. For this purpose, panel cointegration and causality analyzes were applied with data from January 2002 to June 2017 for these countries. In addition, AMG method was used for long term coefficient estimations. As a result of the analysis, the long-run relationship between the variables was not significant with the Durbin-Hausman cointegration test. However, in the Westerlund Multi-Breaks LM Test results, the long-run relationship among variables was found to be significant around breaks. In the coefficient estimates, a positive significant relationship was found in both of the G7 and E7 countries, but this relationship was found to be stronger in the G7 countries. Finally, the results of the Emirmahmutoğlu-Köse causality test show that there are two-way causality among variables for both groups of countries.

Keywords: *Composite Leading Indicator, Stock Exchange, Panel Cointegration.*

Jel Kodları: *C33, G10, G15*

¹ Yrd. Doç. Dr., Bingöl Üniversitesi İİBF, İşletme Bölümü. mpolat@bingol.edu.tr, ORCID: 0000-0003-1198-4693

² Yrd. Doç. Dr., Gaziantep Üniversitesi İslahiye İİBF, İşletme Bölümü. gemici@gantep.edu.tr, ORCID: 0000-0001-5449-0568

1. Giriş

1980'li yılların ortalarından günümüze kadar gelen finansal piyasaların küreselleşmesi ve yatırım yapılabilecek araçların sayısının artması ulusal ve uluslararası piyasalarda faaliyet gösteren yatırımcıları ve piyasa düzenleyicilerini özellikle finansal kriz ve ekonomik dalgalanmaların yaşandığı dönemlerde varlık fiyatları üzerinde etkili olabilecek enflasyon oranı, döviz kuru, faiz oranı gibi makroekonomik değişkenleri araştırmaya yönlendirmiştir. Fakat bu değişkenlerin etkisi bir arada ölçüldüğü zaman bazı sorunlarla karşılaşmaktadır. Bunlardan birisi; birden fazla makroekonomik değişkenin tek bir model içerisinde yer alması, çoklu bağlantı sorununa yol açabilmekte ve elde edilecek sonuçların tutarlılığını etkileyebilmektedir. Böylece makroekonomik göstergeleri ayrı ayrı incelemek veya değişkenlerin birleşiminden meydana gelebilecek bir endeks oluşturmak daha etkin ve tutarlı sonuçların ortaya konmasını sağlayabilmektedir (Topcu, 2014:168). Farklı değişkenlerin bileşiminden elde edilen endekse bileşik öncü göstergeler endeksi denmektedir.

Öncü göstergeler konusunda öncü kuruluşlardan OECD (2017) tarafından yapılan tanımlamaya göre bileşik öncü gösterge sistemi, ekonomik faaliyetin uzun dönemli potansiyel seviyesinde dalgalanma gösterebilen konjonktür hareketlerinde kırılma noktalarının erken sinyallerini vermek üzere tasarlanmıştır. Daha genel bir ifadeyle öncü göstergeler yaklaşımı, ekonomideki dalgalanmaların kaçınılmaz olduğu fikrinden hareket etmektedir (TÜSİAD, 1991:4). Bu bakımdan özellikle ekonomik faaliyetlerin kırılma dönemlerine yönelik erken uyarı sistemlerinin geliştirilmesi, kısa ve uzun vadede işletmeler ve politika yapımcılar için ekonomik durumun zamanında analiz edilebilmesine yardımcı olmaktadır.

OECD tarafından geliştirilen bileşik öncü göstergeler endeksi sistemi konjonktür dalgalanmaların ve kırılma dönemlerinin ölçülüp saptanması ve trendden sapma serilerinde tanımlanan "büyüme döngüsü" yaklaşımına dayanmaktadır. Bu noktada OECD, Çin dışındaki tüm ülkeler için büyüme döngüsündeki kırılma noktalarının belirlenmesinde Gayri Safi Yurt İçi Hasılayı (GSYİH) referans seri olarak kullanmaktadır.

Potansiyel öncü göstergelerin seçiminde dikkat edilmesi gereken bazı özellikler söz konusudur. Öncelikle referans alınacak seride sonuçları daha erken değiştirebilecek büyük revizyonlar yapılmamalıdır. İkincisi göstergedeki konjonktür hareketler referans alınan seriden tahmin edilebilir bir ilişkiyle önce gelmelidir. Üçüncüsü göstergelerin başlama zamanı politika yapımcıların tepki verebilmesine olanak tanımak için yeterli olmalıdır (Atabek, vd., 2005:47).

Belirli özelliklere sahip bileşik öncü göstergelerin borsa için öncü olup olmadığının belirlenmesi birikimlerini borsada yatırıma çeviren borsa yatırımcısı için önemli bir husustur. Bu etki bilindiği takdirde borsa yatırımcısı borsanın yönünü daha kolay tahmin edebileceği için yatırımlarını daha etkin bir şekilde yönlendirebilecektir.

Bu çalışmanın amacı bir değişken haline getirilmiş bileşik öncü göstergelerin, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde menkul kıymetler borsası için öncü olabilme özelliğini ortaya koymaktır. Bu noktada giriş bölümünün hemen akabinde ikinci bölümde konuya ilişkin yurt içinde ve yurt dışında yapılan çalışmalar özetlenmiş ve elde edilen bulgular açıklanmıştır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem açıklanmıştır. Dördüncü bölümde elde edilen bulgulara yer verilerek, beşinci bölüm olan sonuç kısmı ile çalışma sonlandırılmıştır.

2. Literatür Özeti

Finans yazınında pay senedi fiyatlarıyla makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiye yönelik çokça çalışma mevcuttur. Genel olarak hisse senedi fiyatlarının döviz kuru, faiz oranları ve enflasyon oranları gibi bazı makroekonomik değişkenler tarafından belirlendiğine inanılmaktadır.

Kwon ve Shin (1999) Güney Kore'deki mevcut ekonomik faaliyetlerin borsa getirilerinin açıklayıp açıklaymadığını, Kore Bileşik Fiyat Endeksi (KOSPI) için aylık verilerle Ocak 1980-Aralık 1992 dönemi için eşbütünlük testi ve Granger nedensellik testi ile incelemişlerdir. Çalışmada aynı

dönem için hisse senedi fiyat endeksleri ile ilişki olabileceği düşünülen makroekonomik değişkenler kullanılmıştır. Analiz sonucunda üretim endeksi, döviz kuru, ticaret dengesi ve para arzı gibi makroekonomik değişkenlerle hisse senedi fiyat endekslerinin uzun dönemli bir denge ilişkisi noktasında eşbütünleşik olduğunu tespit etmişlerdir.

Aylward ve Glen (2000) çalışmalarında 15'i geliştirmekte olan ülke olmak üzere toplamda 23 ülke için borsa fiyatlarının gelecekte gelir, tüketim ve yatırımda meydana gelebilecek büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışma sonucunda hisse senedi fiyatlarının geleceği öngörü konusunda yeterli olduğunu fakat bu durumun ülkeler arasında farklılık gösterdiğini tespit etmiştir. Ayrıca çoğu ülkeden öncü gösterge olarak hisse senetlerinde meydana gelecek değişimin GSYİH, tüketim ve yatırımda değişime yol açtığını tespit etmiştir.

Gan vd. (2006) Ocak 1990 – Ocak 2003 dönemi için Yeni Zelanda Borsa endeksi ile yedi adet makroekonomik değişken (enflasyon oranı, döviz kuru, Gayri Safi Milli Hasıla, M1 para arzı, uzun dönemli faiz oranı, kısa dönemli faiz oranı ve yurt içi perakende petrol fiyatı) arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme testleri kullanarak incelediği çalışmada Yeni Zelanda Borsa Endeksinin (NZSE40), faiz oranı, para arzı ve reel GSYİH tarafından belirlendiğini tespit etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar Yeni Zelanda Hisse Senedi Endeksinin makroekonomik değişkenlerdeki değişimlerde öncü bir gösterge niteliği taşımadığını göstermiştir.

Humpe ve Macmillian (2009) Sanayi üretim, tüketici fiyat endeksi, para arzı, uzun vadeli faiz oranları gibi bir dizi makroekonomik değişkenlerin ABD ve Japonya'daki hisse senedi fiyatları üzerindeki uzun dönemli etkisini incelemiştir. Çalışma sonucunda ABD için hisse senedi fiyatlarının sanayi üretimi ile pozitif ilişkili olduğunu hem tüketici fiyat endeksi hem de uzun vadeli faiz oranı ile negatif ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Japonya için ise hisse senetleri fiyatlarının sanayi üretimi ile pozitif, para arzı ile negatif bir ilişki sergilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Hacıhasanoğlu ve Soytaş (2011) TCMB tarafından yayınlanan bileşik öncü göstergelerdeki değişimin sektörlerin finansal performansına etkisini Temmuz 2001-Şubat 2010 döneminde inceledikleri çalışmalarında bileşik öncü göstergelerde uzun dönemde meydana gelen pozitif değişimin mali, sınai, teknoloji ve ulaştırma sektör endeksleri üzerinde olumlu ve anlamlı etkisini olduğunu tespit etmişlerdir. Hizmet ve mali sektör endekslerinde ise etkinin anlamlı olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Makroekonomik göstergelerdeki kısa vadeli şoklar ise tüm endeksleri pozitif etkilerken bu etkinin bir yıl sonra kaybolduğunu gözlemlemişlerdir.

Gülhan vd. (2012) Ocak 2000-Aralık 2010 dönemi için aylık verilerle Bileşik öncü göstergeler ile menkul kıymetler borsası arasındaki ilişkiyi uluslararası ölçekte incelemiştir. Çalışma sonucunda Almanya dışındaki diğer ülkelerde ve kıtalarda bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsası üzerinde pozitif anlamlı bir etkisi bulunduğunu ve bu durumun hisse senedi fiyatlarına olumlu yansımalarının olduğunu tespit etmişlerdir. Diğer taraftan çalışmada bileşik öncü göstergeler ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi panel eş bütünleşme testleri ile incelemiş ve bu iki değişkenin uzun vadede birlikte hareket ettiğini sonucuna varmışlardır.

Topçu (2014) Bileşik öncü göstergelerle hisse senedi fiyatı arasında eş bütünleşme ve nedensellik ilişkisini aylık verilerle Ocak 2011 – Ocak 2014 dönemi için Türkiye özelinde incelediği çalışma sonucunda hisse senedi fiyatı ile bileşik öncü göstergeler arasında uzun vadeli bir ilişki bulunmadığı tespit etmiştir. Gerçekleştirilen nedensellik test sonuçlarında ise bileşik öncü göstergelerin hisse senedi piyasasının nedeni olduğunu tespit edilmiştir.

Coşkun vd. (2016) Ocak 2005 – Eylül 2015 dönemi için BİST Endeksi ile faiz oranı, döviz kuru, ihracat miktarı, ithalat miktarı, sanayi üretim endeksi ve altın fiyatı değişkenleri arasındaki ilişkiyi nedensellik testi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda BİST'ten sanayi üretim endeksine, ihracat ve ithalata doğru; döviz kurundan ise BİST'e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

Eyüpoğlu ve Eyüpoğlu (2017) Ocak 2012-Ekim 2016 dönemi için aylık verilerle öncü göstergelerden biri olan ekonomik güven endeksi ile BIST 100, BIST Sınai ve BIST Hizmet endeksleri arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analizi ile araştırmışlardır. Sonuç olarak ekonomik güven endeksi ile incelenen endeksler arasında uzun dönemli ilişki bulunduğunu; hata düzeltme modeli sonuçlarında ise ekonomik güven endeksinin tüm endekslerin Granger nedeni olduğu sonucuna varmışlardır.

Alper ve Kara (2017) BIST Sınai Endeksi kapsamında Ocak 2003 – Şubat 2017 dönemi için döviz kuru, faiz oranı, enflasyon oranı, altın fiyatları, para arzı, petrol fiyatları, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi verilerinin hisse senedi getirilerine olan etkilerini incelemiştir. Çalışma sonucunda reel hisse senedi getirilerinin çoğunlukla kendi gecikmeli değerlerinin etkisinde kaldığını ve reel hisse senedi getirilerinin varyansındaki değişimleri açıklama noktasında en önemli değişkenlerin sırasıyla altın fiyatları, dış ticaret dengesi, sanayi üretim endeksi ve faiz oranı olduğunu tespit etmişlerdir.

3. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsası için öncü gösterge olabilme özelliği incelenmiştir. Gelişmiş ülkeleri temsilen en gelişmiş yedi ülke anlamına gelen G7 ülkeleri ve gelişmekte olan ülkeleri temsilen de en hızlı gelişmekte olan ülkeler anlamına gelen E7 ülkeleri ele alınmıştır. Bu ülkeler Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Ülkeler

G7 Ülkeleri		E7 Ülkeleri	
1	Kanada	1	Meksika
2	Fransa	2	Türkiye
3	Almanya	3	Brezilya
4	İtalya	4	Çin
5	Japonya	5	Hindistan
6	İngiltere	6	Endonezya
7	ABD	7	Rusya

Ülkelere ait veri setleri OECD’nin veri sayfasından alınmıştır. OECD bulunan veriler endeks şeklindedir. Çalışmada bu endekslerin doğal logaritması alınarak bütün veriler logaritmik hale getirilmiştir. Veri seti, Ocak 2002 – Haziran 2017 dönemine ait aylık verilerden oluşmaktadır. G7 ve E7 ülkeleri için birer model oluşturulmuştur. Her modelde 7 kesite ait 186 aylık veri kullanılmak suretiyle toplam 1302 adet veri ile veri seti hazırlanmıştır. Çalışmada menkul kıymetler borsası HS ile bileşik öncü göstergeler ise BOG ile gösterilmiştir.

Panel verilerin kullanıldığı analizlerde, analize başlamadan önce bazı hususların ön testler yardımıyla belirlenmesi gerekir. Bunlardan birisi zaman serisi analizlerinde olduğu gibi serilerin durağanlık seviyelerinin belirlenmesidir. Çünkü durağan olmayan serilerle yapılacak regresyon tahmini sahte regresyona neden olacağı için tahmin sonuçları gerçek ilişkiyi ifade edemez (Elmas ve Temurlenk, 2009:6,7). Yani tahmin modelindeki bazı serilerin durağan olamamasından dolayı normal dağılım gösteren standart hatalara ulaşılamayacak ve t istatistiği ile yapılan yorumlar gerçekçi olmayacaktır (Tatlı, 2015:150).

Diğer bir husus Serilerde yatay kesit bağımlılığı bulunup bulunmadığını ortaya koymak icap eder. Çünkü birim kök testlerinden ikinci kuşak birim kök testleri olarak ifade edilen testler yatay kesit bağımlılığını dikkate alırken birinci kuşak birim kök testleri ise yatay kesit bağımlılığını dikkate alamamaktadır. Dolayısıyla birim kök test edilirken serilerde yatay kesit bağımlılığı bulunmuyorsa birinci kuşak, bulunuyorsa ikinci kuşak testleri kullanmak daha tutarlı sonuçlar elde etmeyi mümkün kılmaktadır (Çınar, 2010:594). Ayrıca modelde yatay kesit bağımlılığının da belirlenmesi gerekir. Çünkü uzun dönem katsayılarının tahmininde kullanılan bazı yöntemler yatay kesit

bağımlılığının bulunduğu varsayımı ile hareket ederken bazıları bulunmadığı varsayımı ile hareket etmektedir.

Üçüncü bir husus da tahmin modelinin homojen mi yoksa heterojen mi olduğuna karar vermektir. Çünkü tahmin yöntemlerinin bir kısmı modelin homojen olduğunu diğer bir kısmı ise heterojen olduğunu varsaymaktadır. Bazı yöntemler ise homojen ve heterojen modeller için ayrı katsayılar hesaplamaktadır. Dolayısıyla daha tutarlı sonuçlar elde edebilmek için modelin homojen mi yoksa heterojen mi olduğunu belirlemek icap eder. Bu çalışmada serilerde ve modelde yatay kesit bağımlılığı sınamak için CD_{LM} (Pesaran, 2004), CD_{LM1} (Breusch & Pagan, 1980), CD_{LM2} (Pesaran, 2004) ve CD_{LM-Adj} (Pesaran, 2008) testleri, Birim kökü sınamak için ikinci nesil birim kök testlerinden Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen PANIC ve Im vd. (2005) tarafından literatüre kazandırılan kırılmalı panel LM testleri kullanılmıştır. Modelde homojenlik sınaması ise Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Tidle ve Delta Tidle_{adj} testleri ile yapılmıştır.

Ön testler yardımıyla değişkenlerin ve modelin durumu belirlendikten sonra eşbütünleşme analizi yapılmasına karar verilmiştir. Eşbütünleşme analizi için, modelde yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu varsayan ve Westerlund (2008) tarafından literatüre kazandırılan Durbin-Hausman eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Bu test, değişkenlerin eşbütünleşme derecesiyle ilgili ön bilgileri dikkate almamakta, ortak faktörleri ise dikkate almaktadır. Ayrıca bu test; bağımlı değişkenin birinci farkta durağan olma zorunlu koşmakta ancak bağımsız değişkenlerin seviye veya birinci farkta durağan olmasına imkan tanımaktadır (Altıntaş ve Mercan, 2015:365). Bu yöntemde iki farklı test istatistiği hesaplanır. Bunlardan birisi homojen modeller için hesaplanan DH-p istatistiği iken diğeri heterojen modeller için hesaplanan DH-g istatistiğidir (Erataş vd., 2017). DH-p testinde bütün kesitler için otoregresif parametreler aynı kabul edilirken, DH-g testinde otoregresif parametreler bütün kesitlerde aynı olmadığı varsayılmaktadır. Bu iki teste ait denklemler Denklem 1 ve Denklem 2'de verilmiştir (Westerlund, 2008:203).

$$DH_p = \hat{S}_n(\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (1)$$

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_n(\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=2}^t \hat{e}_{it-1}^2 \quad (2)$$

Durbin-Hausman testi yapısal kırılmaları dikkate almadığından değişkenler arasındaki eşbütünleşme analizi, yapısal kırılmaları dikkate alan ve Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çok kırılmalı LM testi ile tekrar incelenmiştir. Bu test, McCoskey ve Kao (1998) testine dayanmakta ve sabit ile trendin ikisinde de kırılmalara izin vermektedir. Yatay kesit bağımlılığı varken de yokken de bu test kullanılabilir. Yatay kesit bağımlılığı bulunduğu durumda bootstrap olasılık değerleri, bulunmadığı durumda ise asimptotik olasılık değerleri kullanılır. Ayrıca bu test küçük örneklerde de makul bir güce sahiptir (Koçbulut ve Altıntaş, 2016:160,161). Bu test, kırılmaların içsel olarak belirlenmesine ve kırılma tarihlerinin kesitten kesite farklılık göstermesine imkan tanımaktadır (Büberkökü ve Kızıldere, 2016:237). Ayrıca her kesitte farklı kırılma sayıda olmasına da izin vermekte ve içsellik sorunu ile çoklu doğrusal bağlantı sorunu olması durumunda da güçlü sonuçlar vermektedir (İlgün, 2016:78). Bu test ait test istatistiği Denklem 3'te görünmektedir.

$$Z(M) \equiv \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i1,2}^{-2} S_{it}^2 \quad (3)$$

Denklem 3'te $\hat{\omega}_{i1,2}^{-2} = \hat{\omega}_{i11}^{-2} - \hat{\omega}_{i21}' \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{\omega}_{i21}$ ve $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^*$ 'yi ifade etmektedir. Buradaki \hat{e}_{ik}^* , e_{it} 'nin etkili tahminini temsil etmektedir (Koçbulut ve Altıntaş, 2016:160).

Değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edildikten sonra uzun dönemli katsayıların tahmini için AMG (Arttırılmış Ortalama Grup tahmincisi, Augmented Mean Group estimator)

tahmincisinden yararlanılmıştır. Bu yöntemde, serilerde bulunan ortak faktörler ve ortak dinamik etkiler dikkate alınmakta (Göçer, 2013:233) ve her kesit için farklı katsayılar hesaplanabilmektedir (Acaravcı vd., 2015:125). Ayrıca AMG yönteminde homojen modeller için ortak bir panel katsayısı hesaplanmakta iken heterojen modeller için kesitler için birim etkiler ve bu etkilerin ortalamasından grup ortalaması hesaplanmaktadır (Yaman Songur, 2017:127).

Çalışmanın son kısmında Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bu test, Toda-Yamamoto testinden panel için uyarlanmış bir testtir ve bu testte serilerin durağan olması da şart değildir (Zeren ve Ergün, 2013:234). Bunun yanı sıra bu test, serilerin farklı derecede durağan olmasına da izin vermektedir. Yani serilerden bazıları seviyede bazıları da farkta durağan olabilmektedir. Ayrıca bu testle eşbütünlük olmayan serilerdeki nedensellik ilişkisi de araştırılabilmektedir (Topallı, 2016:199).

4. Analiz ve Bulgular

Analiz kısmına değişkenler hakkındaki tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de verilerek başlanmıştır.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	G7		E7	
	HS	BOG	HS	BOG
Ortalama	4.6874	4.6107	4.2706	4.5476
Ortanca	4.6856	4.6113	4.4647	4.5854
Maksimum	5.3078	4.7553	5.3168	5.1867
Minimum	3.9087	4.4545	2.5014	3.4092
Stan. Sapma	0.2551	0.0572	0.6319	0.2889
Jarque-Bera	2.8178	0.2090	173.8899	309.4590
Olasılık	0.2444	0.9008	0.0000	0.0000
Gözlem Say.	1302	1302	1302	1302

Tablo 2 incelendiğinde gelişmiş ülkelere ait hem borsa endeks değerleri hem de bileşik öncü göstergeler endeksi değerleri ortalamalarının gelişmekte olan ülkelerinkinden daha yüksek olduğu, standart sapmalarının ise daha düşük olduğu görülmektedir. Jarque-Bera istatistikleri ise iki değişkenin de gelişmiş ülkelerde normal dağılım gösterdiği ancak gelişmekte olan ülkelerde normal dağılım göstermediğini ifade etmektedir.

Çalışmaya değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları hesaplanarak devam edilmiştir. G7 ve E7 ülkeleri için hesaplanan katsayılar Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Korelasyon Katsayısı

G7		E7	
	BOG		BOG
HS	0.6901	HS	0.6836

Korelasyon katsayıları hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde bileşik öncü göstergeler ile menkul kıymetler borsası arasında orta derecede pozitif bir ilişki bulunduğunu göstermektedir.

Değişkenlerde birim kök sınaması yapmadan önce değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı bulunup bulunmadığını sınamak gerekir. Çünkü birinci kuşak olarak ifade edilen birim kök testleri serilerde yatay kesit bulunmadığı varsayımına dayanırken, ikinci kuşak olarak ifade edilen birim kök testleri yatay kesit bağımlılığının bulunduğu varsayımı ile hareket etmektedir. Dolayısıyla hangi kuşak birim kök testinin kullanılacağına karar vermek için değişkenlerdeki yatay kesit bağımlılığı CD_{LM} (Pesaran, 2004), CD_{LM1} (Breusch ve Pagan, 1980), CD_{LM2} (Pesaran, 2004) ve CD_{LM-Adj} (Pesaran vd., 2008) testleri ile sınanmış ve sonuçlar Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı

	G7		E7	
	HS	BOG	HS	BOG
CD _{LM}	-8.730* (0.0000)	-9.937* (0.0000)	-9.275* (0.0000)	-7.382* (0.0000)
CD _{LM1}	350.841* (0.0000)	347.931* (0.0000)	136.529* (0.0000)	256.044* (0.0000)
CD _{LM2}	50.896* (0.0000)	50.447* (0.0000)	17.827* (0.0000)	36.268* (0.0000)
CD _{LM-adj}	38.364* (0.0000)	55.994* (0.0000)	28.200* (0.0000)	44.219* (0.0000)

Not: *, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

Yatay kesit bağımlılığı için kullanılan CD_{LM}, CD_{LM1}, CD_{LM2} ve CD_{LM-adj} testlerinin hepsinde hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde, iki değişkende de yatay kesit bağımlılığı bulunduğu %1 önem seviyesinde kabul edilmiştir. Dolayısıyla değişkenlerin durağanlığı, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen PANIC testi ile yapılmış ve sonuçlar Tablo 5'e verilmiştir.

Tablo 5: PANIC Birim Kök Testi Sonuçları

		G7		E7	
		HS	BOG	HS	BOG
Seviye	PCe_Choi	-1.7909 (0.9633)	-0.5442 (0.7069)	-0.8757 (0.8094)	-2.1719 (0.9851)
	PCe_MW	4.5232 (0.9914)	11.1203 (0.6766)	9.3661 (0.8069)	2.5075 (0.9997)

Not: * ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem seviyelerini ifade etmektedir.

Değişkenlerin seviye değerleri için yapılan PANIC birim kök testi sonucunda G7 ve E7 ülkelerin ikisinde de bütün değişkenlerin birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Bazen seriler durağan oldukları halde yapılarındaki kırılmalardan dolayı birim köklü görünebilmektedir. Değişkenlerin gerçekten birim köklü mü oldukları yoksa yapılarındaki kırılmalardan dolayı mı böyle göründüklerini belirlemek için Im vd. (2005) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı panel LM testi ile sınanmıştır.

Tablo 6: Kırılmalı Panel LM Birim Kök Testi Sonuçları

	G7		E7		
	HS	BOG	HS	BOG	
Panel LM	-1.446 (0.074)	-1.119 (0.132)	Panel LM	-0.783 (0.217)	-2.502 (0.006)
Panel CA-LM	3.524 (1.000)	8.431 (1.000)	Panel CA-LM	1.041 (0.851)	2.316 (0.990)
Kırılma Dönemleri					
Kanada	Eylül 2008	Aralık 2004	Meksika	Eylül 2008	Aralık 2007
Fransa	Eylül 2008	Ağustos 2014	Türkiye	Mayıs 2013	Temmuz 2006
Almanya	Eylül 2008	Ağustos 2014	Brezilya	Eylül 2008	Temmuz 2006
İtalya	Eylül 2008	Mart 2010	Çin	Nisan 2008	Mart 2011
Japonya	Eylül 2008	Ağustos 2004	Hindistan	Mayıs 2006	Mart 2011
İngiltere	Eylül 2008	Haziran 2004	Endonezya	Eylül 2008	Kasım 2009
ABD	Eylül 2008	Mart 2010	Rusya	Eylül 2008	Kasım 2009

Not: Parantez içleri olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 6'da sonuçları görünen Panel LM testinde; değişkenler için iki test istatistiği hesaplanır. Bunlardan Panel CA-LM istatistiği yatay kesit bağımlılığı bulunduğu varsayımıyla, Panel LM

istatistiği ise bulunmadığı varsayımıyla hesaplanmaktadır. Çalışmada kullanılan bütün değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı bulunduğu için Panel CA-LM istatistiğini dikkate almak gerekir. Bu istatistiğe göre bütün değişkenler birim kök içermektedir. Dolayısıyla değişkenlerdeki birim kök kırılmalarından kaynaklanmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca değişkenlerdeki kırılma dönemleri incelendiğinde, gelişmiş ülkelerin tümünde ve gelişmekte olan ülkelerin çoğunda, borsalardaki kırılmaların 2008 krizinden kaynaklandığı ve krizin etkisinin Eylül ayında ortaya çıktığı görülmektedir. Değişkenlerin seviye değerleri ile birim kök içerdikleri tespit edildikten sonra birinci farkta durağanlaşıp durağanlaşmadıklarını tespit etmek için tekrar PANIC testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7: PANIC Birim Kök Testi Sonuçları

Birinci Fark	PCe_Choi	7.9373*	2.1515**	7.9373*	1.7735**
		(0.0000)	(0.0157)	(0.0000)	(0.0381)
	PCe_MW	56.0000*	25.3849**	56.0000*	25.3982**
		(0.0000)	(0.031)	(0.0000)	(0.0308)

Not: * ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem seviyelerini ifade etmektedir.

Değişkenlerin birinci farkı için yapılan PANIC testi sonucunda; hem G7 hem de E7 ülkelerinde HS değişkeninin %1, BOG değişkeninin ise %5 önem seviyesinde durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Kırılmasız testle değişkenlerin durağanlığı saptandıktan sonra kırılmalı testler ile tekrar sınanmasına gerek olmadığından birinci fark için kırılmalı panel testi kullanılmamıştır.

Eşbütünleşme testlerinden bir kısmı modelin homojen olduğu varsayımına, bir kısmı heterojen olduğu varsayımına dayanmaktadır. Diğer bir kısım testler ise bu iki varsayım için ayrı olasılık değerleri hesaplamaktadır. Ayrıca bazı yöntemler modelde yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu varsayarken, bazıları yatay kesit bağımlılığı bulunmadığı varsayımına dayanmaktadır. Bu sebeple eşbütünleşme analizine geçmeden önce modelde yatay kesit bağımlılığına ve modelin homojenliğine karar vermek gerekir. Bu sebeple modelin homojenliği Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Tilde ve Delta Tilde_{adj} testleriyle, modelde yatay kesit bağımlılığı ise CD_{LM}, CD_{LM1}, CD_{LM2} ve CD_{LM-adj} testleriyle sınanmış ve sonuçlar Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8: Modelde Homojenlik ve Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

		G7		E7	
		t istatistiği	Olasılık	t istatistiği	Olasılık
Homojenlik	Delta_tilde:	40.2640*	0.0000	168.9280*	0.0000
	Delta_tilde_adj:	40.5910*	0.0000	170.3000*	0.0000
Yatay Kesit Bağımlılığı	CD _{LM}	42.8800*	0.0000	39.1950*	0.0000
	CD _{LM1}	1963.8590*	0.0000	1724.1750*	0.0000
	CD _{LM2}	299.7900*	0.0000	262.8060*	0.0000
	CD _{LM-adj}	311.9490*	0.0000	408.2020*	0.0000

Not: *, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

CD testleri sonucunda G7 ve E7 ülkeleri için hazırlanan iki modelinde %1 önem seviyesinde yatay kesit bağımlılığı içerdiği tespit edilmiştir. Delta testleri neticesinde ise %1 önem seviyesinde iki modelin de heterojen olduğuna karar verilmiştir. Modellerin heterojen olması, bileşik öncü göstergelerde meydana gelen bir değişimin menkul kıymetler borsasına etkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiği anlamına gelmektedir.

Modelin heterojenliğine ve modelde yatay kesit bağımlılığına karar verdikten sonra Eşbütünleşme analizi için; modelde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan, homojen ve heterojen modeller için ayrı testler kullanan ve Westerlund (2008) tarafından hazırlanan Durbin-Hausman eşbütünleşme testi kullanılmış ve alınan sonuçlar Tablo 9’da sunulmuştur.

Tablo 9: Durbin-Hausman Eşbütünleşme Testi sonuçları

	G7		E7	
	t istatistiği	Olasılık	t istatistiği	Olasılık
dh_g	-0.177	0.57	-1.712	0.957
dh_p	-0.325	0.628	0.139	0.445

Westerlund (2008) homojen modeller için dh_p testini, heterojen modeller için ise dh_g testini hazırlamıştır. Çalışmada kullanılan iki modelde heterojen olduğundan dh_g testi sonuçlarını yorumlamak daha doğru olacaktır. Fakat hangi teste göre bakılırsa bakılsın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı görülmektedir. Fakat bazen değişkenler uzun dönemde eşbütünleşik oldukları halde yapılarındaki kırılmadan dolayı eşbütünleşik görünmemektedir. Menkul kıymetler borsası ile öncü göstergelerin kırılmalar etrafında eşbütünleşme ilişkisine bakmak için Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çok kırılmalı LM eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Bu testten G7 ülkeleri için elde edilen sonuçlar Tablo 10'da görülmektedir.

Tablo 10: G7 için Westerlund Çok Kırılmalı LM Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Ülkeler	Kırılma Sayısı	Kırılma Tarihleri		
Kanada	3	Haz.05	Eyl.08	Mar.12
Fransa	3	Haz.05	Eyl.08	Nis.13
Almanya	3	Tem.05	Eyl.08	Ağu.12
İtalya	2	Oca.08	Ağu.12	-
Japonya	3	Ağu.05	Eyl.08	Mar.13
İngiltere	2	Tem.05	Eyl.08	-
ABD	1	Eyl.08	-	-
	LM istatistiği	Asym. Olasılık	Boots. Olasılık	
	1.229	0.11	0.558	

Not: 1. Bootstrap olasılık değerleri 10.000 iterasyon (döngü sayısı) ile elde edilmiştir. 2. Kırılma sayısı maksimum 3 olarak girilmiştir. 3. H0: Eşbütünleşme var şeklindedir. 4. Model olarak sabitte kırılmaya imkan veren model kullanılmıştır.

Westerlund çok kırılmalı LM testi için iki olasılık değeri hesaplanmaktadır. Eğer modelde yatay kesit bağımlılığı yoksa Asymtotik Olasılık değerleri, yatay kesit bağımlılığı olduğu durumda ise Bootstrap Olasılık değerleri kullanılmaktadır. Modelde yatay kesit bağımlılığı olduğundan Bootstrap Olasılık değerlerine bakmak icap etmektedir. Bu olasılık değerine göre, gelişmiş ülkelerde menkul kıymetler borsası ile birleşik öncü göstergeler arasında uzun dönemde kırılmalar etrafında eşbütünleşme ilişkisi olduğu saptanmıştır. Kırılmalar dikkate alındığında 2008 krizinin küresel boyutta olduğu anlaşılmaktadır. Çünkü bütün ülkelerde 2008 tarihinde kırılma yaşanmış. Ayrıca İtalya hariç diğer 6 ülkede krizin etkisinin eylül ayında olduğu görülmektedir. İlgili dönemde ABD'de 1, İtalya'da 2 ve diğer ülkelerde 3 kırılma olmuştur. G7'den sonra E7 ülkeleri için aynı testten elde edilen sonuçlar Tablo 11'de sunulmuştur.

Tablo 11: E7 için Westerlund Çok Kırılmalı LM Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Ülkeler	Kırılma Sayısı	Kırılma Tarihleri		
Meksika	3	Kas.05	Oca.09	May.14
Türkiye	3	Oca.05	Şub.08	Kas.13
Brezilya	3	Oca.05	Haz.08	Tem.11
Çin	1	Kas.06	-	-
Hindistan	3	Tem.05	Ağu.08	Eyl.11
Endonezya	3	Oca.05	Eyl.08	May.14
Rusya	3	Ağu.05	Eyl.08	May.14
	LM istatistiği	Asym. Olasılık	Boots. Olasılık	
	1.541	0.062	0.610	

Not: 1. Bootstrap olasılık değerleri 10.000 bootstrap denemi ile elde edilmiştir. 2. Kırılma sayısı maksimum 3 olarak girilmiştir. 3. H0: Eşbütünleşme var şeklindedir. 4. Model olarak sabitte kırılmaya imkan veren model kullanılmıştır.

G7 gibi E7 ülkelerinde de bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsası ile kırılmalar etrafında eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir. E7 ülkelerindeki kırılma dönemleri incelendiğinde Çin hariç diğer ülkelerin 2008 krizinden etkilendikleri anlaşılmaktadır. Ayrıca bu ülkelerdeki kırılmanın birisi ise, gelişmiş ülkelerin birçoğunda da olduğu gibi, 2005 yılında olduğu görülmektedir. Bunun sebebi 2005 yılında başta gelişmekte olan ülkeler olmak üzere birçok ülke borsasında meydana gelen yükseliş trendi olabilir. İlgili dönemde Çin’de bir diğer E7 ülkelerinde ise üçer kırılma olmuştur. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki belirlendikten sonra bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsasına uzun dönemdeki etkisini ölçmek için; ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını ve ülkelere ait heterojenliği dikkate alan ve Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen AMG tahmincisi kullanılmıştır. Bu yöntemle G7 için elde edilen katsayılar Tablo 12’de görülmektedir.

Tablo 12: G7 için AMG Tahmin Sonuçları

Ülkeler	Katsayı	Stan. Hata	t istatistiği	Olasılık
Kanada	2.4779*	0.0753	32.8900	0.0000
Fransa	1.7473*	0.0432	40.4300	0.0000
Almanya	3.6142*	0.0733	49.3000	0.0000
İtalya	5.7471*	0.3036	18.9300	0.0000
Japonya	1.5975*	0.2626	6.0800	0.0000
İngiltere	2.0225*	0.0764	26.4800	0.0000
ABD	2.5108*	0.0380	66.0400	0.0000
PANEL	2.8168*	0.5497	5.1200	0.0000
Kriz2008	-0.2386*	0.0296	-8.0600	0.0000

Not: *, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi kırılmalar etrafında anlamlı bulunduğu için ve en önemli kırılma tarihi 2008 yılı olduğundan, 2008 küresel krizinin etkisi kukla değişken aracılığıyla modele dahil edilmiş ve bu etkinin %1 önem seviyesinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Tablo 10’da sonuçları görünen AMG testi sonuçlarına göre gelişmiş ülkelerde bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsasına etkisi %1 önem seviyesinde pozitif bulunmuştur. Aynı zamanda bütün ülkelere ait birim etkilerde %1 önem seviyesinde bu etkinin beklendiği gibi pozitif olduğu saptanmıştır. G7 ülkeleri içinde menkul kıymetler borsası bileşik öncü göstergelerden en fazla etkilenen ülkenin İtalya olduğu, en az etkilenen ülkenin ise Japonya olduğu tespit edilmiştir. G7’den sonra aynı yöntemle E7 için katsayılar tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 13’te verilmiştir.

Tablo 13: E7 için AMG Tahmin Sonuçları

Ülkeler	Katsayı	Stan. Hata	t istatistiği	Olasılık
Meksika	2.1973	0.1050	20.9300	0.0000
Türkiye	1.1802	0.0681	17.3300	0.0000
Brezilya	0.4421	0.1679	2.6300	0.0080
Çin	-0.1103	0.0670	-1.6500	0.0990
Hindistan	0.8449	0.0278	30.4200	0.0000
Endonezya	1.8903	0.0494	38.2400	0.0000
Rusya	0.2770	0.1944	1.4200	0.1540
PANEL	0.9602	0.3214	2.9900	0.0030
Kriz2008	0.6831	0.0578	11.8200	0.0000

Not: *, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

Bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsasına etkisi gelişmekte olan ülkelerde de %1 önem seviyesinde pozitif olduğu tespit edilmiştir. Ancak katsayının gelişmiş ülkelere göre daha düşük olduğu belirlenmiştir. Bu modelde de 2008 krizinin etkisi için kukla değişken modele dahil edilmiş %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde etkinin

Çin’de negatif olduğu diğer ülkelerde pozitif olduğu saptanmıştır. Fakat bu etkilerin de gelişmiş ülkelere göre daha düşük olduğu Tablo 13’te görülmektedir. Pozitif anlamda en fazla etkilenen ülkenin Meksika, en az etkilenen ülkenin ise Rusya olduğu ortaya çıkarılmıştır.

Çalışmada son olarak menkul kıymetler borsası ile bileşik öncü göstergeler arasında nedensellik analizi yapılmıştır. Bu analiz için Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) tarafından hazırlanan Emirmahmutoğlu-Köse nedensellik testi kullanılmıştır. Bu testten G7 ülkeleri için elde edilen sonuçlar Tablo 14’te sunulmuştur.

Tablo 14: G7 için Emirmahmutoğlu-Köse Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	BOG → HS			HS → BOG		
	U.G.S.	Wald İstatistiği	Olasılık	U.G.S.	Wald İstatistiği	Olasılık
Kanada	10	62.697*	0.000	10	49.277*	0.000
Fransa	7	36.486*	0.000	7	22.214*	0.002
Almanya	9	32.636*	0.000	9	13.556	0.139
İtalya	7	43.242*	0.000	7	26.413*	0.000
Japonya	4	34.769*	0.000	4	22.784*	0.000
İngiltere	9	38.281*	0.000	9	27.603*	0.001
ABD	7	81.101*	0.000	7	35.249*	0.000
Panel Fisher İstatistiği		228.873*	0.000		115.629*	0.000

Not: * %1 önem seviyesini, U.G.S.: Uygun Gecikme Sayısını ifade etmektedir.

Tablo 14’te sonuçları görünen nedensellik testine göre gelişmiş ülkelerde menkul kıymetler borsası ile bileşik öncü göstergeler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu %1 önem seviyesinde kabul edilmiştir. Ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde bileşik öncü göstergelerden menkul kıymetler borsasına doğru nedenselliğin bulunduğu bütün ülkelerde %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Menkul kıymetler borsasından bileşik öncü göstergelere doğru ise sadece Almanya’ya ait etki istatistiki açıdan anlamlı bulunmamıştır. Diğer ülkelerde %1 önem seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Yani Almanya’da tek yönlü diğer ülkelerde çift yönü nedensellik ilişkisi vardır.

G7 ülkelerine ait nedensellik ilişkisi saptandıktan sonra aynı yöntemle E7 ülkelerine ait etkiler araştırılmış ve sonuçlar Tablo 15’te verilmiştir.

Tablo 15: E7 için Emirmahmutoğlu-Köse Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	BOG → HS			HS → BOG		
	U.G.S.	Wald İstatistiği	Olasılık	U.G.S.	Wald İstatistiği	Olasılık
Meksika	7	20.862	0.004	7	15.651	0.028
Türkiye	6	40.565	0.000	6	21.463	0.002
Brezilya	5	53.288	0.000	5	100.060	0.000
Çin	5	16.562	0.005	5	30.474	0.000
Hindistan	5	18.444	0.002	5	15.779	0.008
Endonezya	7	28.201	0.000	7	24.129	0.001
Rusya	5	55.469	0.000	5	35.868	0.000
Panel Fisher İstatistiği		170.115	0.000		182.667	0.000

Not: * %1 önem seviyesini, U.G.S.: Uygun Gecikme Sayısını ifade etmektedir.

G7 ülkelerinde olduğu gibi E7 ülkelerinde de menkul kıymetler borsası ile bileşik öncü göstergeler arasında çift yönlü nedensellik bulunduğu %1 önem seviyesinde tespit edilmiştir. Ülkelere ait birim etkilerden; bütün E7 ülkelerinde çift yönü nedensellik tespit edilmiştir.

Meksika’da menkul kıymetler borsasından bileşik öncü göstergelere doğru olan nedensellik %5, diğer bütün nedensellik ilişkileri %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur.

5. Sonuç

Menkul kıymetler borsası, işletmelerin ihtiyaç duydukları fonları temin etmek gibi çok önemli bir fonksiyonun yanında tasarruf sahiplerine birikimlerini yatırıma çevirme imkanı tanınması, sermayeyi tabana yayması ve yatırımcılara güven ortamı sağlaması gibi birçok önemli işlevi vardır. Fakat menkul kıymetler borsasının, bu işlevlerinin yanında hisse senetlerindeki bir düşüş neticesinde yatırımcısına zarar ettirmesi de mümkündür. Yani hisse sendi yatırımcısı birikimlerinden kar elde ederken bir miktar risk yüklenmek zorunda kalmaktadır. Yatırımcılar doğal olarak kazancı maksimuma çıkaracak, riski ise minimumu indirecek faktörleri bilmek isterler. Eğer bu faktörler bilinirse yatırımcılar bu faktörlere bakarak daha isabetli yatırım kararları verebilirler. Bilhassa bu değişkenler bir araya getirilerek tek bir değişken şeklinde ifade edilmesi yatırımcılar açısından büyük kolaylık sağlar. Bu sebeple birçok faktörün bir araya getirilmesi ile oluşturulan bileşik öncü göstergelerin borsa ile ilişkisi önem arz etmektedir.

Bu çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde bileşik öncü göstergeler ile menkul kıymetler borsası arasındaki ilişki araştırılmış ve sonuçlar karşılaştırılmıştır. Bu sebeple Ocak 2002 – Haziran dönemi için G7 ve E7 ülkelerine ait aylık verilerle eşbütünleşme ve nedensellik analizi yapılmıştır. G7 ve E7 için iki ayrı model hazırlanmıştır. Öncelikle yapısal kırılmaları dikkate almayan Durbin-Hausman eşbütünleşme testi ile yapılan analiz neticesinde iki modelde de iki değişkenin uzun dönemde eşbütünleşik olmadıkları tespit edilmiştir. Fakat ilgili dönemde 2008 küresel krizi gibi bir kırılma olduğundan elde edilen bu sonucun bundan kaynaklanması mümkündür. Bu nedenle eşbütünleşme analizi, yapısal kırılmaları dikkate alan Westerlund (2006) Çok Kırılmalı LM testi ile yeniden yapılmış ve iki değişkenin uzun dönemde kırılmalar etrafında eşbütünleşik olduğu saptanmıştır. Bulunan bu sonuçlar Hacıhasanoğlu ve Soytaş (2011) ve Gülhan vd. (2012) çalışmaları ile benzerlik gösterirken, Topçu (2014)’nun çalışması ile örtüşmemektedir. Kırılma dönemleri incelendiğinde ise 2008 krizinin G7 ülkelerinin hepsinde, E7 ülkelerinin ise büyük çoğunluğunda yapısal kırılmaya neden olduğu görülmüştür.

Eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun dönem katsayılarını tahmini için AMG yöntemi kullanılmıştır. 2008 krizinin etkisini dikkate alabilmek için burada iki modele de kukla değişken dahil edilmiştir. İki modelde de 2008 krizinin etkisi %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Panel sonucunda hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsasına etkisinin %1 önem seviyesinde pozitif olduğu tespit edilmiştir. Katsayılar incelendiğinde ise bu etkinin gelişmiş ülkelerde daha yüksek olduğu saptanmıştır. Ülkelere ait birim etkilerden G7 ülkelerinin tümünde menkul kıymetler borsasının bileşik öncü göstergelerden pozitif etkilendiği belirlenmiştir. E7 ülkelerinde ise; Rusya’da istatistiki açıdan anlamlı bir etkinin olmadığı, Çin’in %10 önem seviyesinde negatif etkilendiği, diğer beş ülkenin %1 önem seviyesinde pozitif etkilendiği belirlenmiştir. Dolayısıyla bileşik öncü göstergelerin menkul kıymetler borsası için hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde öncü gösterge olabileceği söylenebilir. Ancak gelişmiş ülke borsaları için daha güçlü bir öncü gösterge olduğunu ifade etmek gerekir. Ayrıca bazı gelişmekte olan ülkelerde öncü gösterge olamayacağını da göz ardı edilmemelidir.

Çalışmada son olarak Emirmahmutoglu-Köse (2011) nedensellik testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Panel nedensellik sonucunda hem G7’de hem de E7’de bileşik öncü göstergeler ile menkul kıymetler borsası arasında %1 önem seviyesinde çift yönlü nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde G7 ülkelerinden Almanya’da hisse sendi borsasından bileşik öncü göstergelere doğru nedensellik olmadığı belirlenmiştir. Yani Almanya’da Bileşik öncü göstergelerden borsaya doğru tek yönlü nedensellik, diğer G7 ülkelerinde ise çift yönlü nedensellik olduğu %1 önem seviyesinde kabul edilmiştir. E7 ülkelerinde ise bütün ülkelerde çift yönlü nedensellik saptanmıştır. Bu ülkelere ait nedensellik ilişkileri, Meksika’da hisse

senedinden bileşik öncü göstergelere doğru olan nedensellik %5, diğerleri ise %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur.

Sonuç olarak, bileşik öncü göstergelerin borsa için öncü gösterge olabileceği söylenebilir. Ayrıca borsa yatırımcısının birikimlerini yatırıma çevirirken bileşik öncü göstergelerden yararlanabileceği ifade edilebilir.

Kaynakça

- Acaravcı, A., Bozkurt, C. ve Erdoğan, S. (2015). MENA Ülkelerinde Demokrasi-Ekonomik Büyüme İlişkisi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 3(4), 119-129.
- Alper, D. ve Kara, E. (2017). Borsa İstanbul'da Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Faktörler: BIST Sınai Endeksi Üzerine Bir Araştırma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 713-730.
- Altıntaş, H. ve Mercan, M. (2015). AR-GE Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Panel Eşbütünleşme Analizi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(2), 345-376.
- Atabek, A., Coşar, E. E. ve Şahinöz, S. (2005). A New Composite Leading Indicator for Turkish Economic Activity. *Emerging Markets Finance & Trade*, 41(1), 45-64.
- Aylward, A. ve Glen, J. (2000). Some International Evidence on Stock Prices as Leading Indicators of Economic Activity. *Applied Financial Economics*, 10(1), 1-14.
- Bai, J. ve Ng, S. (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.
- Breusch, T. ve Pagan, A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics. *Reviews of Economics Studies*, 47, 239-253.
- Büberkökü, Ö. ve Kızıldere, C. (2016). Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Ekonomik Büyüme ve Co2 Salınımı İlişkisi: Panel Veri Ekonometrisine Dayalı Bir Analiz. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(37), 231-252.
- Coşkun, M., Kiracı, K. ve Muhammed, U. (2016). Seçilmiş Makroekonomik Değişkenlerle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Ampirik Bir İnceleme. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 53(616), 61-74.
- Çınar, S. (2010). OECD Ülkelerinde Kişi Başına GSYİH Durağan Mı? Panel Veri Analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 29(2), 591-601.
- Eberhardt, M. ve Bond, S. (2009). *Cross-section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator*. Munich: MPRA Paper, No. 17870.
- Elmas, B. ve Temurlenk, M. S. (2009). Hisse Senedi Fiyatı-İşlem Hacmi Arasındaki Granger Nedensellik: İMKB'de Hisse Bazlı Bir Analiz. *İMKB Dergisi*, 11(43), 1-16.
- Emirmahmutoglu, F. ve Kose, N. (2011). Testing for Granger Causality in Heterogeneous Mixed Panels. *Economic Modelling*, 28, 870-876.
- Erataş Sönmez, F. ve Sağlam, Y. (2017). Finansal Gelişme ve Ticari Açıklığın Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Avrupa Dönüşüm Ekonomileri Örneği. *V. Anadolu International Conference in Economics May 11-13*. Eskişehir: Econ Anadolu.
- Eyüboğlu, K. ve Eyüboğlu, S. (2017). Ekonomik Güven Endeksi ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 603-614.

- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. ve Zhang, J. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- Göçer, İ. (2013). Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Maliye Dergisi*(165), 215-240.
- Gülhan, Ü., Kaya, A. ve Güngör, B. (2012). Bileşik Öncü Göstergeler ve Borsa Endeksi İlişkisinin Uluslararası Boyutta İncelenmesine Yönelik Bir Araştırma. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(1), 1-27.
- Hacıhasanoğlu, E. ve Soytaş, U. (2011). Bileşik Öncü Gösterge ve Sektörel Endeksler Arasındaki İlişki. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 79-91.
- Humpe, A. ve Macmillan, P. (2009). Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
- Im, K.S., Lee, J., ve Tieslau, M. (2005). Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393-419.
- İlgün, M. F. (2016). Mali Sürdürülebilirlik: OECD Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(1), 69-90.
- Koçbulut, Ö. ve Altıntaş, H. (2016). İkiz Açıklar Ve Feldstein-Horioka Hipotezi: OECD Ülkeleri Üzerine Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*(48), 145-174.
- Kwon, C. S. ve Shin, T. S. (1999). Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71-81.
- OECD. (2017). *Composite leading indicator (CLI) (indicator)*. 11 20, 2017 tarihinde doi: 10.1787/4a174487-en adresinden alındı
- Pesaran, M. H. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. Cambridge: University of Cambridge Working Paper.
- Pesaran, M. H. ve Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008). A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-section Independence. *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Tatlı, H. (2015). Çok Değişkenli Bir Üretim Modeli ile Toplam Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(4), 135-157.
- Topallı, N. (2016). G20 Ülkelerinde İhracat, Beşeri Sermaye Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Nedensellik. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(29), 193-206.
- Topcu, E. (2014). Bileşik Öncü Göstergeler ile Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *AKÜ İİBF Dergisi*, XVI(1), 167-176.
- TÜSİAD. (1991). *Türkiye Ekonomisi İçin TÜSİAD Öncü Göstergeler Endeksi*. 11 22, 2017 tarihinde <http://tusiad.org/tr/yayinlar/raporlar/item/9141-turkiye-ekonomisi-icin-tusiad-oncu-gostergeler-endeksi> adresinden alındı
- Westerlund, J. (2006). Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), 101-132.

- Westerlund, J. (2008). Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233.
- Yaman Songur, D. (2017). Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Dış Ticaret'in Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Üzerine Etkisi: Avrasya Ülkeleri Örneği. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 2(2), 117-133.
- Zeren, F. ve Ergün, S. (2013). Ticari Açıklık ve Kamu Büyüklüğü İlişkisi: Panel Nedensellik Testi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(4), 229-240.

THE LEADING FEATURE OF THE COMPOSITE LEADING INDICATORS FOR THE STOCK EXCHANGE: A COMPARATIVE ANALYSIS FOR THE G7 AND E7 COUNTRIES

Extended Abstract

Aim: The purpose of this study is to determine whether composite leading indicators are a leading indicator feature for developed and emerging stock exchange. It is also to show how it differs in developed and developing countries. Therefore, it is necessary to determine whether it is possible for the investor to benefit from the composite leading indicators while making investment decisions.

Method(s): In the study, G7 countries were used to represent developed countries and E7 countries were used to represent emerging countries. The data set consists of monthly data for January 2002 - June 2017 period. A model has been created for each of the G7 and E7 countries. A total of 1302 data sets were prepared by using 186 months of data from 7 sections in each model. In the study, the stock exchange is represented by HS, and compound leading indicators are represented by BOG. CDLM (Pesaran, 2004), CDLM1 (Breusch & Pagan, 1980), CDLM2 (Pesaran, 2004) and CDLM-Adj (Pesaran, 2008) tests were used to test the cross section dependency in the series and model and the second generation unit root test, PANIC developed by Bai and Ng (2004), was used for unit root test. The homogeneity of the model was tested with Delta Tidle and Delta Title_{adj} tests developed by Pesaran and Yamagata (2008).

For cointegration analysis, the Durbin-Hausman cointegration test was used, which assumes that the model has cross section dependency and that the literature is gained by Westerlund (2008) and a very fractured LM test was used, taking into account structural fractures and developed by Westerlund (2006). In addition, AMG (Augmented Mean Group estimator) was used to estimate long-run coefficients. In the study, the causality relation between variables was investigated by Emirmahmutoğlu and Köse (2011) causality test.

Findings: Firstly, as a result of the analysis by the Durbin-Hausman cointegration test, which does not take structural breaks into consideration, it was found out that the two variables in the two models are not cointegrated in the long run. However, since the 2008 global crisis took place, cointegration analysis, reconstructed with Westerlund Multi-Fracture LM Test which takes into account structural fractures, and that the two variables are cointegrated around the fractures in the long run. After long-term relationship was established, Long term coefficients were estimated by AMG test. Since the long-run relationship in the cointegration analysis is significant around the breaks, the 2008 crisis was included in the models with the dummy variable. As a result of estimation; it was found that composite leading indicators in both developed and developing countries positively affected stock exchange at 1% significance level. When the coefficients are examined, it is determined that this effect is higher in the developed countries. In addition, the impact of the 2008 crisis was found to be significant at the 1% significance level.

As a result of panel causality, it was determined that there is a two-way causality between composite leading indicators and stock exchange at 1% significance level in both G7 and E7.

Conclusion: As a result, it was found that the composite leading indicators and the stock exchange were cointegrated and had a two-way causality relationship. Therefore, it can be argued that composite leading indicators could be a leading indicator for the stock exchange of the developed and emerging markets. However, it is necessary to state that it is a stronger leading indicator for developed country stocks. Also, it should not be overlooked that it can not be a leading indicator in some emerging countries. Thus, it can be said that the investor of the stock market can utilize the composite leading indicators when investing their savings.