

İMKB PERFORMANSI-EKONOMİK BÜYÜME ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİ: 1998:Ç1-2010:Ç3 DÖNEMİ

Bekir ELMAS*

İsmet GÖÇER**

Hayati AKSU***

Özet: Bu çalışmada; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal-100 endeksinin değişimiyle ekonomik büyüme oranı arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. Değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin tespiti için Pesaran vd.'nin (2001) geliştirmiş olduğu sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Sonuç olarak; değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğu, uzun dönemde büyümede meydana gelen bir değişimin endeksi beklentinin tersi olarak negatif yönde etkilediği ve değişkenler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığı ve serilerinin birbirine yakınsadığı tespit edilmiştir. Aynı zamanda yapılan Granger nedensellik analizi sonucunda ekonomik büyümede meydana gelen bir değişimin hisse senedi endeksinde bir değişmeye neden olacağı belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Hisse senedi, Ekonomik büyüme, İMKB.

THE RELATIONSHIP BETWEEN ISTANBUL STOCK EXCHANGE PERFORMANCE AND ECONOMIC GROWTH RATE: 1998: Q1-2010: Q3 PERIOD

Abstract: In this study, the correlation between the evolution of National-100 index of Istanbul Stock Exchange and the economic growth has been examined. The limit test approach developed by Pesaran et al (2001) has been used for determining the cointegration relation between the variables. As a result, it has been determined that there is a cointegration relation between the variables, a change of growth in the long term affects the index negatively as opposed to what is expected and the deviations among the variables in the short term are eliminated and the series converge to one another. Simulta-

* Yrd.Doç.Dr., Atatürk Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, Muhasebe ve Finansman ABD, Öğretim Üyesi, belmas@atauni.edu.tr.

** Okutman, Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, İktisat Bölümü Öğretim Üyesi, igocer@adu.edu.tr.

*** Yrd.Doç.Dr., Atatürk Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, İktisat Politikası ABD Öğretim Üyesi, haksu@atauni.edu.tr.

neously, it has been determined that a change in the economic growth will also trigger a change in the share index as a result of Granger causality analysis performed.

Keywords: Stock, Economic growth, ISE.

Giriş

Ekin Piyasalar Hipotezi hisse senedi fiyatlarının hem şirketle ilgili bilgiler hem de makro ekonomik bilgilerle oluştuğunu öngörmektedir. Hipoteze göre makro ekonomik veriler gelecekte oluşacak şirket karlarını etkileyeceği için son derece önemlidir. Şirket karlarında bir etkilenme doğal olarak hisse senedi fiyatlarına yansiyacaktır.

Borsa ekonominin barometresi olarak düşünülür. Ekonomide yaşanan olumlu veya olumsuz gelişmeler çok hızlı bir şekilde borsa endeksine yansımaktadır. Bu durum ekonomik büyüme ile hisse senedi getirileri arasında dinamik bir ilişkinin varlığını akla getirmektedir. Bu konu ile ilgili yapılmış olan çalışmalar ve varlık fiyatlama teorisi, hisse senedi getirileri ile ekonomik büyüme arasında bir etkileşim olduğunu ortaya koymaktadır.

Kısa dönemde beklenmedik ekonomik büyüme değişikliklerinin hisse senedi fiyatlarını etkileyeceği konusunda pek çok kanıtlar mevcuttur. Ekonomide durgunluğun artmasıyla hisse fiyatları düşerken, ekonomik canlanma artışlarıyla birlikte hisse fiyatları artacaktır. Bunun nedeni durgunluğun şirket karlarını olumsuz etkileyeceği ve konjonktürel canlanmanın ise olumlu yönde etkileyeceğidir (Ritter, 2005: 490).

Bu konuda ilk olarak Goldsmith (1969) ekonomik büyümeyle hisse senedi getirileri arasında pozitif bir ilişkinin varlığını tespit ederken, Bosworth (1975) benzer olarak nominal hisse senedi getirilerindeki değişimle reel ekonomik faaliyetler ve hisse senedi piyasası arasında benzer değişimlerin gerçekleştiğini gözlemlemiştir. Aynı zamanda Fama (1981, 1990), Schwert (1990) çalışmalarında reel hisse senedi getirilerinin gelecekte oluşacak ekonomik faaliyetlerle sıkı bir ilişki içerisinde olduğunu ortaya konulmuştur.

Cheung ve Lilian (1998) 5 ülkenin ulusal hisse senedi endeksiyle toplam reel faaliyetler arasındaki ilişkiyi tespit etmek amacıyla Johansen eş bütünleşme testi sonucunda, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını tespit etmiştir. Aynı zamanda çalışmada kar payları, faiz oranlarındaki değişim ve gelecekte oluşacak büyüme oranları

daha ortaya çıkmadan hisse getirilerinde bunlara paralel değişmelerin olduğu gözlemlenmiştir.

Gürsoy ve Müslümov (2000) 20 ülke için 1981-94 arasındaki yıllık verileri kullanarak yaptıkları panel veri analizleri sonucunda, borsaların gelişmişlik düzeyi ile ekonomik büyüme arasında geri besleme ilişkisi saptanmıştır. Ülke bazında yapılan analizlerde kesin sonuçlara ulaşılamamışsa da, borsalarla ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin gelişmekte olan ülkelerde daha güçlü olduğu izlenimi edinilmiştir.

Kar ve Pentecost (2000) Türkiye’de 1963-1995 dönemi yıllık verilerini kullanarak finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada bağımlı değişken olarak kişi başına milli gelirdeki değişme, açıklayıcı değişken olarak beş farklı finansal gelişme göstergesi (milli gelire oran olarak para arzı, banka mevduatları, özel sektöre kullandırılan krediler, yurt içi krediler toplamı, ve yurt içi krediler içinde özel sektör kredilerinin oranı) kullanmışlardır. Çalışma sonucunda finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisinin yönü seçilen finansal gelişme göstergesine bağlı olarak değişebileceği tespit edilmiştir.

Hassapis ve Kalyvitis (2002) hisse senedi getirileri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi G-7 ülkeleri için araştırmışlardır. Araştırma sonucunda hisse senedi getirileri ile üretim artışı arasında çok güçlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Fazal (2006) Pakistan için hisse senedi getirileri ile reel GSYİH, reel tüketim harcamaları ve reel yatırım harcamaları gibi reel sektör değişkenleri arasındaki ilişkileri araştırmıştır. Sonuç olarak hisse senedi getirileri ile reel sektör değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilirken, sadece reel sektörden hisse senedi getirilerine doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu belirlenmiştir.

Literatürdeki çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal-100 endeksi getirisiyle ekonomik büyüme arasındaki eşbütünlük ilişkisi Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımıyla, nedensellik ilişkisi ise Granger nedensellik analizi ile araştırılacaktır.

1. Çalışmanın Yöntemi

Çalışmada Ulusal-100 endeksi “E” sembolüyle ve ekonomik büyüme ise “G” sembolüyle gösterilmektedir. 1998:Ç1-2010:Ç3 dönemini kapsayan bu çalışmada veri seti Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası’ndan sağlanmıştır.

Zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle serilerin durağan olup olmadıkları ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips-Perron) birim kök testleri ile araştırılmıştır. Her iki durağanlık test yönteminde trendli-sabitli modeller kullanılmıştır. ADF testi için tahmin edilen denklem (1) aşağıda gösterilmiştir.

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta y_{t-i} + \gamma \text{trend} + v_t \quad (1)$$

PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı alternatif denklemlerin hiçbirinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almamasıdır. Bunun yerine (2) numaralı denklem tahmin edildikten sonra δ katsayısının t istatistiği Newey-West (1987) tahmincisi ile düzeltilmektedir.

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \gamma \text{trend} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(1) ve (2) numaralı denklemlerde Δ fark operatörünü, β sabit terimi, ε_t ve v_t ise beyaz gürültülü hata terimlerini temsil etmektedir.

Seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi, Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988, 1995), Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen standart eş-bütünleşme testleri ile araştırılabilmektedir. Bu testlerde serilerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Aynı dereceden bütünleşik olmayan seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisini araştırmak için, ARDL yaklaşımı olarak da bilinen sınır testi yaklaşımı Pesaran, Shin, and Smith (1996), Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Smith (1998), Pesaran ve Shin (1998), Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmalarıyla geliştirilmiştir. Sınır testi farklı bütünleşme derecelerine sahip seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisini araştırmak için uygun olmakla birlikte, gözlem sayısı az olan seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisini test etmek için de daha uygundur (Narayan ve Narayan, 2004). Bu çalışmada Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılacaktır. Sınır testi yaklaşımının uygulanması için önce kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model: UECM) kurulur.

$$\Delta LNE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LNE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LNG_{t-i} + \beta_{3i} LNE_{t-1} + \beta_{4i} LNG_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Modelde m optimum gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, ε_t hata terimini, LNE doğal logaritması alınmış İMKB-100 endeksini, LNG ise doğal logaritması alınmış ekonomik büyüme oranı değerlerini ifade etmektedir. Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir.

Burada eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı (3) no'lu eşitlikle verilen model en küçük kareler yöntemi (EKK) ile tahmin edildikten sonra;

$$\begin{array}{lll} H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0 & H_1 : \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0 & (\text{Hesaplanan test istatistiği: } F_{in}) \\ H_0 : \beta_3 = 0 & H_1 : \beta_3 \neq 0 & (\text{Hesaplanan test istatistiği: } t_{in}) \end{array}$$

hipotezlerinin test edilmesi suretiyle araştırılmaktadır. Daha sonra WALD testiyle hesaplanan F istatistikleri ile bağımlı değişkenin bir gecikmeli seviye değerinin t istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen çeşitli önem düzeylerindeki alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F ve t istatistikleri, söz konusu alt ve üst sınır değerlerinin içinde kaldığında değişkenler arasında eş-bütünleşme olup olmadığı hakkında bir karar verilememektedir. Aksine hesaplanan F ve t istatistikleri üst kritik değer üzerinde ise seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi olduğuna, alt sınır değer altında ise eş-bütünleşme ilişkisinin bulunmadığı sonucuna varılır.

Sınır testi yönteminin uygulamasının başlangıcında (3) no'lu eşitlik EKK ile tahmin edilirken önce eşitlikte yer alan değişkenler için maksimum gecikme uzunluğu belirlenir. Bağımlı değişkenin gecikme derecesi 1'den; bağımsız değişkenlerin gecikme dereceleri ise 0'dan başlamak üzere belirlenecek maksimum gecikme uzunluğuna kadar (3) numaralı eşitlik tek tek tahmin edilir. Her bir gecikme derecesi için tahmin edilen eşitliklere ait Breusch-Godfrey (B-G) Ardışık Bağımlılık Test istatistikleri ile Akaike Bilgi Kriteri (AIC) değerine bakılmak suretiyle sınır testi uygulanacak eşitlik ya da eşitlikler seçilir.

ARDL Modeli'nin gecikme derecelerinin uygun seçimi, kalıntılardaki seri korelasyon ve içsel bağıntı problemini eş zamanlı olarak düzeltmeye yeterli olmaktadır (Pesaran ve Shin, 1999: 16).

H_0 hipotezleri reddedilerek değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varıldığında değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin tespiti yapılır. Uzun dönem ve kısa dönem ARDL modelleri aşağıda denklem (4) ve (5)'te verilmiştir.

$$LNE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} LNE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} LNG_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta LNE_t = \alpha_0 + \lambda EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LNE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta LNG_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Gecikme uzunlukları belirlenirken yine AIC bilgi kriteri kullanılmaktadır. 5 nolu denklemde EC_{t-1} şeklindeki gecikmeli hata terimine ait katsayı olan λ kısa dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir.

Eş-bütünleşme ilişkisi bulunan değişkenler arasında en az tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi aranmaktadır. Eş-bütünleşik değişkenler için Granger nedensellik testi (6) ve (7) nolu Hata Düzeltme Modeline göre oluşturulmuş denklemler kullanılarak yapılmaktadır.

$$\Delta LNE_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^{T_{11}} \beta_{11i} \Delta LNE_{t-i} + \sum_{j=1}^{T_{12}} \beta_{12j} \Delta LNG_{t-j} + \mu EC_{t-1} + \varepsilon_{12t} \quad (6)$$

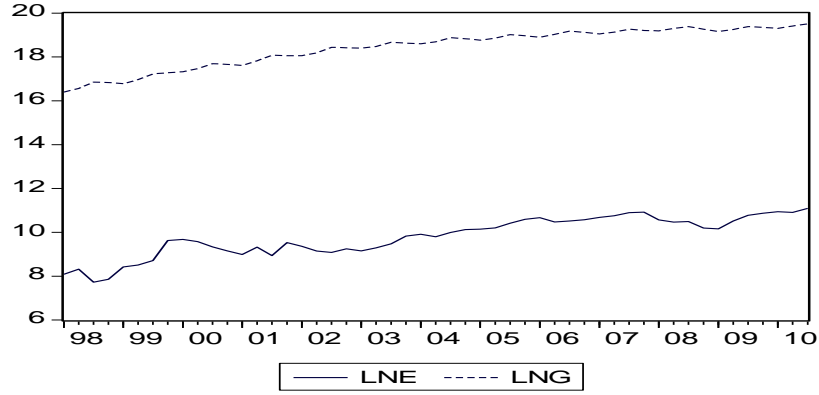
$$\Delta LNG_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^{T_{21}} \beta_{21i} \Delta LNG_{t-i} + \sum_{j=1}^{T_{22}} \beta_{22j} \Delta LNE_{t-j} + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_{12t} \quad (7)$$

Burada, T gecikme uzunluğunu, α ve β tahmin edilecek parametreleri, Δ birinci derece fark operatörünü, EC_{t-1} şeklindeki gecikmeli hata terimlerine ait katsayılar (μ ve λ) kısa dönemde dengeye gelme hızını ve ε_t beyaz gürültülü hata terimlerini göstermektedir. Eşitlik (6)'da LNG_t değişkeninden LNE_t 'ye doğru Granger nedenselliğinin olup-olmadığını test etmek için sıfır hipotezi $H_0 : \beta_{12j} = 0$ biçiminde tanımlanır ve bu hipoteze Wald veya Ki-Kare testi uygulanır. Eğer sıfır hipotezi reddedilirse, yani gecikmeli parametrelerden en az biri sıfırdan farklıysa, LNG_t değişkeninden LNE_t 'ye doğru Granger nedensellik olduğu sonucuna varılır. Aynı yöntem, Eşitlik (7) için LNE_t değişkeninden LNG_t 'ye doğru Granger nedenselliğinin olup-olmadığını test etmek için de uygulanır.

2. Test Sonuçları

İlk olarak İMKB-100 endeksi ve ekonomik büyüme oranı serilerinin doğal logaritması alınarak çalışmaya başlanmıştır. Doğal logaritması alınmış serilerin tarihsel değişimleri

Grafik 1’de gösterilmiştir. Grafik 1’de Ulusal-100 endeksi “LNE” sembolüyle ve ekonomik büyüme oranı ise “LNG” sembolüyle gösterilmiştir.



Grafik 1: İMKB-100 Endeksi ve Ekonomik Büyüme Serilerinin Logaritmik Değişimleri

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

| Seriler | ADF Birim Kök Testi | | PP Birim Kök Testi | |
|------------------------------|---------------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|
| | Düzye | 1. Fark | Düzye | 1. Fark |
| LNE | -2.69 (0) [.25] | -7.00 (0) [.00] ^a | -2.78 (1) [.22] | -7.00 (1) [.00] ^a |
| LNG | -1.44 (0) [.84] | -5.33 (0) [.00] ^a | -1.55 (5) [.80] | -5.13 (5) [.00] ^a |
| Kritik Test Değerleri | | | | |
| ^a %1 önem düzeyi | -3.965363 | | | |
| ^b %5 önem düzeyi | -3.413390 | | | |
| ^c %10 önem düzeyi | -3.128731 | | | |

Not: Parantez içindeki rakamlar ADF birim kök testi için Schwarz Bilgi Kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını, PP birim kök testi için Bartlett kerneli kullanan Newey-West'e göre belirlenmiş bant genişliklerini, köşeli parantez içindeki değerler ise, ADF ve PP istatistiğinin p-değerlerini göstermektedir.

Mevsimsel etkilere sahip olduğu anlaşılan LNG serisi Census X11 yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Serilerin durağanlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. Her iki teste göre de, serilerin 1. farkı alındığında, % 1 önem düzeyinde durağan hale geldiği tablodan görülmektedir.

Bu çalışmada (3) no'lu eşitlik için maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak belirlenmiş; her bir gecikme derecesindeki AIC değeri ile birinci ve dördüncü dereceden B-G Ardışık Bağımlılık LM test istatistikleri Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Sınır Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

| m | AIC | LM (1) | LM (4) | m | AIC | LM (1) | LM (4) |
|---|--------|--------|--------|---|---------------|-------------|-------------|
| 1 | 0.197 | 0.06 | 0.33 | 5 | -0.389 | 0.26 | 0.57 |
| 2 | 0.067 | 0.68 | 0.69 | 6 | -0.360 | 0.02 | 0.16 |
| 3 | -0.238 | 0.00 | 0.02 | 7 | -0.358 | 0.81 | 0.02 |
| 4 | -0.377 | 0.09 | 0.06 | 8 | -0.639 | 0.23 | 0.55 |

Tablo 3: F_m ve t_m Testlerinin Hesaplanan ve Kritik Değerleri

| Hesaplanan Değerler | %10 | %5 | %1 |
|---------------------|-------|---------------|----------------------|
| F_m | 11.05 | 4.04 / 4.78 | 4.94 / 5.73 |
| t_m | -3.28 | -2.57 / -2.91 | -2.86 / -3.22 |

Not: Kritik değerler Pesaran vd. (2001) [Table CI(iii) Case III, s. 300 - Table CI(iii) Case III, s. 303)

Tabloda 3'te hesaplanan F ve t istatistiği hesaplanan değerlerinin % 1 ve % 5 önem düzeyinde üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Endeks ile büyüme oranı arasındaki uzun dönem ilişkisi tahmin edilmeden önce uygun gecikme uzunlukları AIC kriterine göre belirlenerek sonuçlar Tablo 4’te verilmiştir. Bu sonuçlara göre uzun dönem ARDL (8,5) modeli belirlenmiştir.

Tablo 4: Uzun Dönem Sınır Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

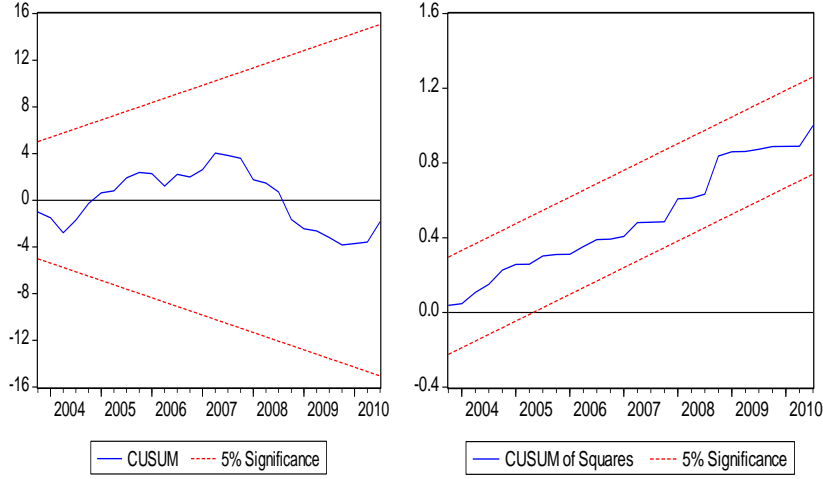
| m | AIC | LM (1) | LM (4) | n | AIC | LM (1) | LM (4) |
|----------|---------------|---------------|---------------|----------|---------------|---------------|---------------|
| 0 | - | - | - | 0 | -0.186 | 0.49 | 0.75 |
| 1 | 0.123 | 0.94 | 0.94 | 1 | -0.143 | 0.61 | 0.72 |
| 2 | 0.184 | 0.01 | 0.04 | 2 | -0.161 | 0.85 | 0.26 |
| 3 | 0.029 | 0.69 | 0.77 | 3 | -0.122 | 0.91 | 0.30 |
| 4 | 0.084 | 0.26 | 0.46 | 4 | -0.323 | 0.14 | 0.43 |
| 5 | 0.114 | 0.54 | 0.00 | 5 | -0.380 | 0.33 | 0.48 |
| 6 | -0.028 | 0.97 | 0.77 | 6 | -0.358 | 0.69 | 0.79 |
| 7 | 0.045 | 0.00 | 0.00 | 7 | -0.330 | 0.33 | 0.81 |
| 8 | -0.165 | 0.82 | 0.81 | 8 | -0.358 | 0.82 | 0.02 |

Tahmin edilen uzun dönem ARDL (8,5) modeli ve uzun dönem katsayıları Tablo 5’te verilmiştir. Modelin tanımlayıcı test sonuçları tahminin başarılı olduğunu gösterirken, Grafik 2’de gösterilen Cusum ve CusumQ test grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir. Test sonuçlarına göre büyümede meydana gelen bir değişme uzun dönemde endeksi beklentinin tersi olarak negatif yönde etkilemektedir.

Tablo 5: Tahmin Edilen Uzun Dönem ARDL (8,5) Modeli ve Uzun Dönem Katsayıları

| | Katsayı | t | p |
|-------------------------------|----------------------|-----------------------|-------------|
| Sabit | 5.214690 | 1.644018 | 0.1114 |
| LNE _{t-1} | 0.727345 | 3.963511 | 0.0005 |
| LNE _{t-2} | 0.053063 | 0.233721 | 0.8169 |
| LNE _{t-3} | -0.107655 | -0.557402 | 0.5817 |
| LNE _{t-4} | 0.248183 | 1.456872 | 0.1563 |
| LNE _{t-5} | -0.363427 | -2.077851 | 0.0470 |
| LNE _{t-6} | 0.090875 | 0.494132 | 0.6251 |
| LNE _{t-7} | -0.045363 | -0.267475 | 0.7911 |
| LNE _{t-8} | 0.072461 | 0.568356 | 0.5743 |
| LNG _t | -0.816908 | -0.604004 | 0.5507 |
| LNG _{t-1} | -1.932930 | -1.005563 | 0.3232 |
| LNG _{t-2} | 3.951342 | 2.011262 | 0.0540 |
| LNG _{t-3} | -4.376539 | -2.089720 | 0.0458 |
| LNG _{t-4} | 0.575742 | 0.261550 | 0.7956 |
| LNG _{t-5} | 2.518830 | 1.743739 | 0.0922 |
| Uzun Dönem Katsayıları | | | |
| LNG | -0.248 | 0.409143 | - |
| Sabit | 13.136 | 1.476220 | - |
| $R^2 = 0.95$ | $\bar{R}^2 = 0.93$ | $F = 40.34(0.00)$ | $DW = 1.78$ |
| $\chi^2_{BGT}(1) = 0.33$ | $\chi^2_{WT} = 0.61$ | $\chi^2_{RRT} = 0.36$ | |

Not: Tabloda DW, χ^2_{BGT} , χ^2_{WT} , χ^2_{RRT} , sırasıyla Durbin-Watson otokorelasyon testi, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir.

**Grafik 2: CUSUM ve CUSUMQ Test Sonuçları**

Endeks ile büyüme oranı arasındaki kısa dönem ilişkisi tahmin edilirken uzun dönem ilişkisi tahmininde izlenen yol takip edilmektedir. İlk olarak uygun gecikme uzunlukları AIC kriterine göre belirlenerek sonuçlar Tablo 6’da verilmiştir. Bu sonuçlara göre kısa dönem ARDL (8,5) modeli belirlenmiştir.

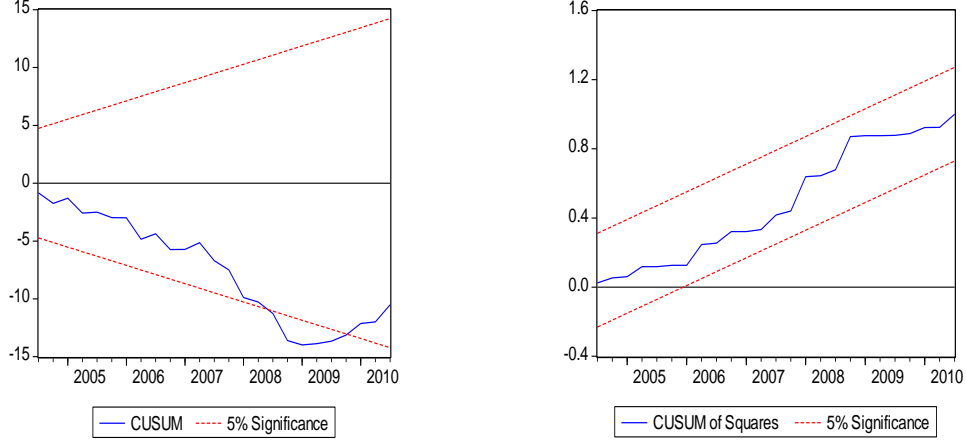
Tablo 6: Kısa Dönem Sınır Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

| m | AIC | LM (1) | LM (4) | n | AIC | LM (1) | LM (4) |
|----------|---------------|---------------|---------------|----------|---------------|---------------|---------------|
| 0 | - | - | - | 0 | -0.263 | 0.91 | 0.23 |
| 1 | 0.179 | 0.02 | 0.11 | 1 | -0.314 | 0.45 | 0.23 |
| 2 | 0.090 | 0.64 | 0.40 | 2 | -0.286 | 0.30 | 0.18 |
| 3 | 0.149 | 0.35 | 0.10 | 3 | -0.352 | 0.57 | 0.17 |
| 4 | 0.127 | 0.33 | 0.00 | 4 | -0.307 | 0.80 | 0.17 |
| 5 | -0.012 | 0.92 | 0.63 | 5 | -0.371 | 0.74 | 0.35 |
| 6 | 0.048 | 0.00 | 0.00 | 6 | -0.336 | 0.59 | 0.27 |
| 7 | -0.202 | 0.99 | 0.85 | 7 | -0.317 | 0.20 | 0.20 |
| 8 | -0.310 | 0.93 | 0.23 | 8 | -0.328 | 0.27 | 0.73 |

Tahmin edilen kısa dönem ARDL (8,5) modeli tahminlerinin sunulduğu Tablo 7'ye göre modelin tanımlayıcı test sonuçları tahminin başarılı olduğunu, Grafik 3'de gösterilen Cusum ve CusumQ test grafikleri de, regresyon katsayılarının genel olarak istikrarlı olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme terimi, beklendiği gibi negatif işaretli ve istatistik olarak anlamlı çıkmıştır. Bu sonuç uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığını ve serilerin uzun dönem denge ilişkisine yakınsadığı anlamına gelir. Dolayısıyla burada yapılan analizlerde hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı ve uzun dönemde birlikte hareket eden LNE-LNG serileri arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler birbirine yakınsamaktadır.

Tablo 7: Kısa Dönem ARDL (8,5) Modeli Tahmin Sonuçları

| | Katsayı | t | p |
|--------------------|-----------|-----------|--------|
| Sabit | 0.075869 | 1.100279 | 0.2817 |
| ΔLNE_{t-1} | 0.007658 | 0.021129 | 0.9833 |
| ΔLNE_{t-2} | 0.022748 | 0.129284 | 0.8982 |
| ΔLNE_{t-3} | -0.047615 | -0.316149 | 0.7545 |
| ΔLNE_{t-4} | 0.138915 | 0.986942 | 0.3331 |
| ΔLNE_{t-5} | -0.323301 | -2.413393 | 0.0235 |
| ΔLNE_{t-6} | -0.061579 | -0.378444 | 0.7083 |
| ΔLNE_{t-7} | -0.033166 | -0.252295 | 0.8029 |
| ΔLNE_{t-8} | 0.249477 | 1.854882 | 0.0754 |
| ΔLNG_t | -0.263559 | -0.186790 | 0.8533 |
| ΔLNG_{t-1} | -2.012596 | -1.603818 | 0.1213 |
| ΔLNG_{t-2} | 2.394599 | 1.703759 | 0.1008 |
| ΔLNG_{t-3} | -2.393096 | -1.540418 | 0.1360 |
| ΔLNG_{t-4} | -1.143203 | -0.720626 | 0.4778 |
| ΔLNG_{t-5} | 2.475214 | 1.823999 | 0.0801 |
| EC_{t-1} | -0.024414 | -1.757920 | 0.0954 |



$$R^2 = 0.51 \quad \bar{R}^2 = 0.22 \quad F = 1.75(0.09) \quad DW = 1.87$$

$$\chi^2_{BGT}(1) = 0.22 \quad \chi^2_{WT} = 0.50 \quad \chi^2_{RRT} = 0.70$$

Not: Tabloda DW, χ^2_{BGT} , χ^2_{WT} , χ^2_{RRT} , sırasıyla Durbin-Watson otokorelasyon testi, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir.

Grafik 3: CUSUM ve CUSUMQ Test Sonuçları

Tablo 8: Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

| DEĞİŞKEN ÇİFTİ | p | H ₀ | Test Sonuçları |
|----------------|---|----------------|----------------|
| LNE | 4 | LNE ≠ > LNG | 0.25 (0.99) |
| LNG | | LNG ≠ > LNE | 19.33 (0.00)* |

Not: ECM(p) modelinde gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içerisindeki rakamlar ilgili p değerlerini ve * %1 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 8’de verilen Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre, % 1 önem düzeyinde LNG’den LNE’ye doğru Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı boş hipotezi reddedilmektedir. Böylece ekonomik büyüme oranında meydana gelen bir değişme hisse senedi getirilerinde bir değişmeye neden olacaktır.

Sonuç

Bu çalışmada makro ekonomik verilerden olan ekonomik büyüme ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki 1998:Ç1-2010:Ç3 dönemi verileri kullanılarak sınır testi ve Granger nedensellik analizleriyle incelenmiştir.

Seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı, sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiş ve seriler arasında eş-bütünleşmenin var olduğu görülmüştür. Yani, seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler. Seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri, yine sınır testiyle analiz edilmiştir. Uzun dönemde büyümede meydana gelen bir değişme endeksi beklentinin tersi olarak negatif yönde etkilemektedir. Kısa dönemde ise uzun dönemde birlikte hareket eden hisse senedi getirileri ile ekonomik büyüme serileri arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığı ve serilerinin birbirine yakınsadığı tespit edilmiştir.

Granger nedensellik testi sonucunda, ekonomik büyüme oranında meydana gelen bir değişmenin hisse senedi getirilerinde bir değişmeye neden olacağı tespit edilmiştir.

Sonuç olarak; Türkiye’de ekonomik büyüme oranı ile hisse senedi getirileri arasında bir etkileşimin varlığı, bu etkileşimin uzun dönemde beklentinin aksine olarak negatif yönde olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemde değişkenler arasındaki negatif ilişkinin verilerin sıklığı ile ilgili olduğu düşünülmektedir. Ekonomik büyüme oranları çeyrek dönemler halinde açıklandığı için uygulama çeyreklik verilerle yapılmıştır. Halbuki ekonomik büyüme oranı ile hisse senedi getirileri arasında dinamik bir ilişki beklenmekte olup, daha kısa zaman aralığına indirgenmiş verilerle çalışma mümkün olursa daha iyi sonuçlar alınabileceği düşünülmektedir.

Kaynakça

- Bosworth, B.: (1975), "The Stock Market and The Economy", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 257-290.
- Cheung, Y. and L. Ng. LILIAN; (1998), "International Evidence on The Stock Market and Aggregate Economic Activity", *Journal of Empirical Finance*, 5, 281-296.
- Dickey, D. A. and W. A. FULLER; (1979), "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. FULLER; (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Engle, R. F. and C. W. J. GRANGER; (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fama, E. F.: (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", *American Economic Review*, 71, 545-565.
- Fama, E. F.: (1990), "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity", *The Journal of Finance*, 45, 1089-1108.
- Fazal, Husain; (2006), "Stock Prices, Real Sector and the Causal Analysis: The Case of Pakistan", *Journal of Management and Social Sciences*, 2 (2), 179-185.
- Goldsmith, R.: (1969), *Financial Structure and Development*, Yale University Press, New Haven.
- Gujarati D, N.: (1995), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, Third Edition, New York.
- Gürsoy, C. T. and A. MÜSLÜMOV; (2000), "Stock Markets and Economic Growth: A Casualty Test", *Dogus University Journal*, 2, 124-132.
- Hassapis, C. and S. KALYVITIS; (2002), "Investigating The Links Between Growth and Real Stock Price Changes with Empirical Evidence from The G-7 Economies", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, 543-575.
- <http://evds.tcmb.gov.tr/>
- Johansen S. and K. JUSELIUS; (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Johansen S.; (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, New York.
- Johansen, S.: (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

- Kar, M. and E. PENTECOST; (2000), "The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence", Loughborough University, Department of Economics, Economic Research Paper No: 00/27, December.
- Müslümov, A. ve G. ARAS; (2002), "Sermaye Piyasası Gelişmesi ve Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: OECD Ülkeleri Örneği", *İşletme İktisat Finans Dergisi*, 198 (17), 90-105.
- Narayan S. and P. K. NARAYAN; (2004), "Determinants of Demand of Fiji's Exports: An Empirical Investigation", *The Developing Economics*, XVII (1), 95-112.
- Newey W. and K. WEST; (1987), "A Simple Positive Semi Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- Pesaran, M Hashem and Ron P, SMITH; (1998), "[Structural Analysis of Cointegrating VARs](#)", *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 471-505.
- Pesaran, M. Hashem and Bahram PESARAN; (1997), *Microfit 4.0*, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M. Hashem and Yongcheol SHIN; (1998), "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. Steinar STROM, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. Hashem; Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH, (1996), "Testing for the 'Existence of a Long-Run Relationship", Department of Applied Economics Working Paper no. 9622, University of Cambridge, Cambridge.
- Pesaran, M.; Y. SHIN and R. J. SMITH; (2001): "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phillips, P. C. B. and P. PIERRE; (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Ritter J.R.; (2005), "Economic Growth and Equity Returns", *Pacific-Basin Finance Journal*, 13, 489-503.
- Sarikamiş, C.; (2000), *Sermaye Pazarları*, Alfa Basım Yayım Dağıtım, Genişletilmiş 4. Basım, İstanbul.
- Schwert, W.; (1990), "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", *The Journal of Finance*, 45, 1237-1257.