

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve “Dow Jones Industrial” Arasındaki İlişki: Eşbütünleşme Analizi¹

Okt. Şahin BULUT

Adnan Menderes Üniversitesi, SBE, NAZİLLİ

Yrd. Doç. Dr. Abdullah ÖZDEMİR

Adnan Menderes Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, NAZİLLİ

ÖZET

Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve Dow Jones Industrial arasındaki ilişki, 05.01.2001-30.12.2010 dönemi haftalık endeks kapanış fiyatları temel alınarak araştırılmıştır. Seriler arasındaki nedensellik ilişkisi; Granger testi, uzun-kısa dönem ve eşbütünleşme analizleri; Johansen ve VEC yöntemleri kullanılarak yapılmıştır. Araştırma bulguları, üç gecikme için DJI'nın İMKB'nin Granger nedeni olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme analizinin sonuçlarına göre, seriler uzun dönemde birlikte hareket etmekte yani eşbütünleşiktir. Kısa dönemde hata düzeltme teriminin çalıştığı ve üç dönem boyunca DJI'nın İMKB'yi anlamlı şekilde etkilediği görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: DJI, İMKB, Nedensellik, Eşbütünleşme.

Jel Kodlaması: C32, F31, G15.

The Relation Between The Istanbul Stock Exchange And The Dow Jones Industrial: The Cointegration Analysis

ABSTRACT

In this study, the relationship between the Istanbul Stock Exchange and the Dow Jones Industrial is analyzed by taking into consideration the closing prices for weekly in the period between 05.01.2001-30.12.2010. The causal relationship between the series is analyzed through the Granger test, long-short term and cointegration analysis; the Johansen and VEC methods. Research findings points out that the DJI causes the Granger of the ISE for three-lags. According to the results of the cointegration analysis, the series act together in the long term, that is, they are cointegrated. In the short term, the error correction term works and for three terms the DJI significantly affects the ISE.

Key Words: DJI, ISE, Causality, Cointegration.

Jel Classification: C32, F31, G15.

GİRİŞ

Günümüzde küreselleşme olgusu finans piyasalarını birbirine daha fazla yaklaştırmıştır. Böylece ülkeler ve yatırımcılar için uluslararası fırsat çeşitliliği ortaya çıkmıştır. Küreselleşme sonucu oluşan uluslararası entegrasyon ve fırsat çeşitliliği ülke ekonomilerini değişik şekillerde etkileyebilmektedir. Bu etkiler, duruma göre ülke ekonomilerini geliştirme veya bozma şeklinde olabilmektedir. Günümüz finansal piyasalarının herhangi birindeki bir kriz beklentisi bile diğer

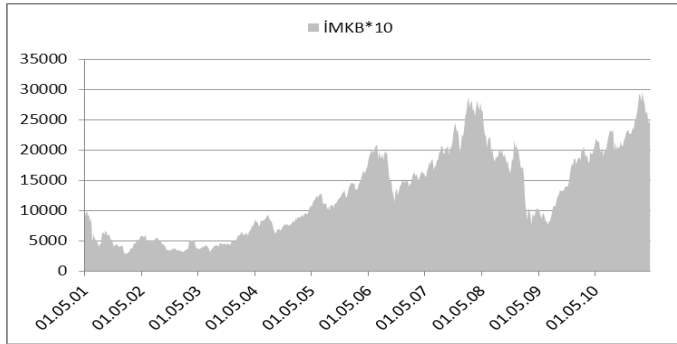
¹ Bu çalışma 12.Uluslararası Ekonometri Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu-(EYİ)'nda sunulmuş olan “Dow Jones Endeksi ve İmkb Endeksi Arasındaki Etkileşim: Ekonometrik Bir Analiz” adlı çalışmanın yeniden gözden geçirilmiş ve düzenlenmiş şeklidir.

bütün piyasaları olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Bu nedenle birbirine daha fazla entegre olan piyasalarda rekabet gücü elde edebilmek için finansal yenilikler daha da önem kazanmıştır. Finansal derinliği sağlayan yeni türev ürünler ve bu ürünlerin işlemlerinin yapıldığı borsalar sayesinde ülkeler diğer rakiplerinden bir adım öne geçebilmektedir.

Dünyada, ülke ekonomileri arasındaki etkileşimde gelişmiş ekonomilerin diğer ekonomileri etkilediği ve onlara yön verdiği düşünülmektedir. Bu açıdan bakıldığında dünyanın en büyük ekonomisi Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nin diğer ekonomileri etkilediği ve bu bağlamda, Dow Jones Industrial (DJI)'in İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'ni etkilediği düşünülmekte ve çalışma da bu noktaya odaklanmaktadır.

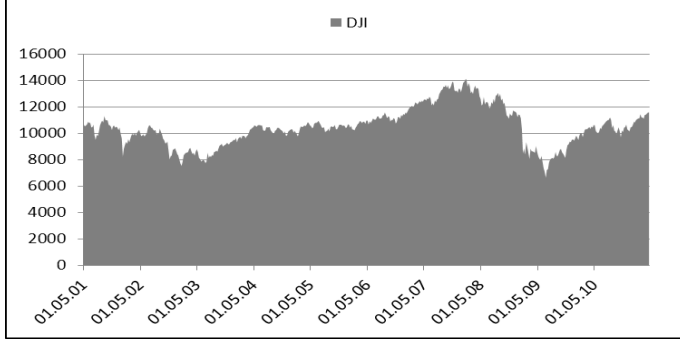
Bu çalışmada analiz kapsamına alınan DJI ve İMKB hisse senedi endekslerinin 10 yıllık haftalık kapanış fiyatları Grafik 1 ve Grafik 2'de ayrı ayrı, Grafik 3'de ise birlikte verilmiştir.

Grafik 1: İMKB'nin 2001-2010 Dönemi Haftalık Görünümü (USD)

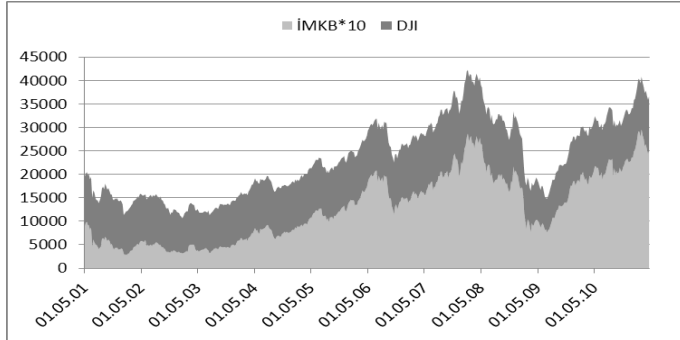


Not: İMKB serisinin değerleri grafiklerde daha iyi görünüm elde edilebilmesi ve DJI ile arasındaki ilişkinin daha görünür olması için 10 sayısı ile genişletilmiştir.

Grafik 1'den de görüldüğü gibi, İMKB 2001-2010 döneminde yaklaşık olarak, 250 dolar (Grafikteki değerin 10'da 1'i) ile 3.000 (Grafikteki değerin 10'da 1'i) dolar arasında dalgalanmıştır. Yine grafikten İMKB endeksinin özellikle kriz dönemlerinde en alt seviyesinde olduğu veya dip yaptığı gözlenmektedir.

Grafik 2: DJI'nin 2001-2010 Dönemi Haftalık Görünümü (USD)

Grafik 2'den de görüldüğü gibi, DJI söz konusu dönemde 7.000 ve 14.000 dolar arasında dalgalanmış ve dip değerine 2008 küresel krizi döneminde inmiştir.

Grafik 3: İMKB ve DJI'nin 2001-2010 Dönemi Haftalık Görünümü (USD)

Not: İMKB serisinin değerleri grafiklerde daha iyi görünüm elde edilebilmesi ve DJI ile arasındaki ilişkinin daha görünür olması için 10 sayısı ile genişletilmiştir.

Grafik 3'den de görüldüğü gibi, 2001-2010 döneminde DJI ve İMKB'de yaşanan dalgalanmaların (İMKB ve DJI'nın volatiliteleri farklı olmakla birlikte burada İMKB endeksi 10 ile genişletildiği için aynı gibi gözükmektedir) birbirleriyle uyumlu olduğu yani söz konusu serilerin birlikte hareket ettikleri görülmektedir.

Türkiye'de İMKB'ye yatırım yapan yatırımcılar hem kendi ülkelerindeki hem de ABD'deki gelişmeleri dolayısıyla DJI'yi yakından takip etmektedirler. İMKB'deki işlem saatleri, DJI'deki değişimlerin görülebilmesi ve bu değişimler çerçevesinde kararların alınabilmesi için birçok kez yeniden düzenlenmiştir².

² Bu düzenlemelerden ilki Eylül 2007 tarihinde gerçekleştirilmiştir. Buna göre önceki 16:30 olan kapanış saati, 17:00'ye alınmıştır. Bu konudaki diğer bir düzenleme ise Eylül 2009 tarihinde yapılmış ve 17:00 olan kapanış saati, 17:30 olarak değiştirilmiştir. Ayrıca sabah ve öğle açılış-

Bu çalışmanın ana amacı Türkiye sermaye piyasasında önemli bir yer tutmakta olan İMKB'nin, ABD'nin DJI endeksi ile uzun ve kısa vadede ilişkili olup olmadığını ve nedenselliğini araştırmaya yöneliktir. Bunu ortaya koyabilmek amacıyla çalışmada öncelikle literatür taraması yapılmış, yurtiçi ve yurtdışında yayımlanmış çalışmalar detaylı olarak incelenmiş ve çalışma bulgularına yer verilmiştir. Çalışmada daha sonra ekonometrik analiz yapılmış ve sonuç bölümünde bu analizden elde edilen bulgular yorumlanmıştır.

I. LİTERATÜR

Literatürde endeksler arası ilişkinin ortaya konulabilmesi amacıyla ikili veya çoklu ülke endeksleri kullanılarak birçok çalışma yapılmıştır. İlk çalışmalar, endeksler arasındaki kısa vadeli ilişkiyi korelasyon analizi ile incelemeye çalışırken sonraki çalışmalar Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme analizleri kullanılarak test edilmiştir. Bu çalışmalar ve sonuçları geçmişten günümüze doğru aşağıdaki gibi özetlenebilir.

Mandelbrot (1963) ve Fama (1965), ABD genel endeksi için günlük ve aylık verilerle fiyat değişimlerini araştırarak ilk istatistiksel analizi yapmışlardır.

Jaffe ve Westerfield (1985, 1985a, 1985b), uluslararası piyasalar arasındaki ilişkiyi beş ülke (Avustralya, İngiltere, Kanada, Japonya ve ABD) borsa endekslerini günlük veriler kullanarak araştırmışlardır. ABD ve diğer ülkeler arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulmuşlardır. Schollhammer ve Sand (1985) ile Eun ve Shim (1989) ise günlük kapanış verileriyle 1980'lerde bir kaç ülke için yaptıkları çalışmadaki bulguları, ulusal endeks piyasalarıyla uluslararası endeks piyasaları arasında anlamlı bir ilişki olduğu yönündedir.

Barclay, Litzenberger ve Warner (1990), günlük fiyat değişimleri ve toplam işlem hacmi için New York ve Tokyo endeksleri için yaptıkları çalışmanın sonucunda anlamlı ve pozitif kanıtlar elde etmişlerdir.

Becker, Finnerty ve Gupta (1990), ABD ve Japonya piyasalarını günlük verilerle 1985-1988 dönemi için araştırmışlardır. Çalışmada ABD endekslerinin Japonya Endekslerine büyük ve anlamlı etkisinin olduğu, tersinde ise anlamlı ilişki elde edilmediği sonucuna ulaşmışlardır.

King ve Wadhvani (1990), ABD ve Japonya endekslerinin volatilitenin arttığı dönemlerde birbirleriyle daha yakın ilişki içinde olduklarını bulmuşlar, Karolyi ve Stulz (1996) çalışmalarında ABD ve Japonya endeksleri için bu ilişkiyi kanıtlamışlardır. Cheung, He ve Ng (1997), yardımcı değişkenleri kullanarak yaptıkları çalışmada ABD piyasasının diğer piyasaları etkilediğine dair kanıtlar elde etmişlerdir.

Hamao, Masulis ve Ng (1990), Londra, Tokyo ve New York endeksleri için yaptıkları çalışmada; Londra ve New York endekslerinin Tokyo endeksi üzerinde anlamlı etkisi olduğunu kanıtlamışlardır.

Kasa (1992), Johansen eşbütünleşme analizini kullanarak 1974-1990

yılları arasında hem aylık hem de üç aylık verilerle ABD, Japonya, İngiltere, Almanya ve Kanada borsaları arasındaki uzun dönem ilişkiyi araştıran ilk araştırmacılardan birisidir. Söz konusu borsalar arasında uzun dönem ilişkinin olduğu sonucunu elde etmiştir.

Chan, Gup ve Pan'a (1997) göre, Ocak 1961- Aralık 1992 yılları için aylık bazda onsekiz ülke endeksi (Avustralya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Hindistan, İtalya, Japonya, Hollanda, Norveç, Pakistan, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere ve ABD) fiyat serileri, birim kök ve Johansen'in (1988, 1991) eşbütünleşme analizi kullanılarak test edilmiştir. Analiz sonuçları, belirli dönemler için küçük bir eşbütünleşmenin olduğu ve tüm dönemler için endekslerin ortak hareket etmedikleri şeklindedir.

Kenourgios ve Samitas (2003), Yunanistan ve Avrupanın en büyük altı endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada 1998-2000 günlük endeks değerleri, Engle-Granger Eşbütünleşme ve Johansen Maximum Likelihood (1988, 1991) modeliyle test edilmiştir. Testin sonuçları, Yunanistan endeksinin Belçika, İtalya, Portekiz, Almanya ve Fransa endeksleriyle arasındaki ilişkiyi kanıtlayan bulgular içermemiştir. Ancak Yunanistan endeksi ve İngiltere endeksinin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerine dair kanıtlar elde etmişlerdir. Yunanistan ve Avrupa endekslerinin birlikte hareket ettiklerine dair anlamlı kanıtlar elde edilememiştir.

Lenardon ve Amirdjanova (2006), 1990-2004 günlük zaman serileriyle; DJI, S&P500, NASDAQ, CAC40, DAX, FTSE100, Hang Seng, Straits Times ve Nikkei225 endeksleri için yaptıkları çalışmada ABD'den Avrupa ve Asya Endekslerine şokların gecikmeli olduğunu, Avrupa endekslerinin birlikte hareket ettiğini ve aynı şekilde ABD'deki endekslerin de birlikte hareket ettiği yönünde sonuçlar elde etmişlerdir.

Küçükçolak (2008), çalışmasında Ocak 2001- Aralık 2005 dönemi için İMKB ile bazı Avrupa Birliği ülkelerinin (İngiltere, Fransa, Almanya ve Yunanistan) endeksleri arasındaki uzun vadeli ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme analizini kullanarak araştırmıştır. Çalışmasının sonucunda İMKB ile sadece Yunanistan borsası arasında uzun vadeli ilişkinin varlığına ulaşmıştır.

Pekkaya ve Bayramoğlu (2008), çalışmalarında İMKB100, S&P500 ve YTL/USD üzerinde nedensellik analizi yapmış ve S&P500'ün tek yönlü olarak döviz kurunu ve İMKB100 endeksini etkilediğini ve S&P500'ün bu değişkenlerden etkilenmediğini ve S&P500'ün, İMKB100'ün Granger nedeni olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2008), çalışmada Amerika'daki borsalar (Dow Jones, Nasdaq, SP500) ile İMKB arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen eşbütünleşme testi ile araştırılmış ve Amerika'daki borsalar ile İMKB arasında uzun dönemli bir ilişki elde etmişlerdir. Çalışma sonucunda elde edilen uzun dönem katsayıları incelendiğinde Amerika'daki borsaların İMKB üzerinde pozitif ve anlamlı etkisi olduğu görülmüştür. İMKB, en yüksek reaksiyonu Dow Jones'a gösterirken, Amerika'daki borsaların İMKB'ye karşı reaksiyonu oldukça

düşüktür. Ayrıca uzun dönem için nedensellik çift yönlü iken, kısa dönemde Amerika'daki borsalardan İMKB'ye doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu nedensellik analizi sonucunda elde edilmiştir.

İpekten ve Aksu (2009), Sınır Testi Yöntemi (Bound Testing Approach) ile yaptıkları çalışma sonucunda; uzun dönemde İMKB100 endeksi üzerine DJI endeksi ve doların istatistiki olarak anlamlı etki yaptığını, DJI'nın işaretinin pozitif olduğunu, uzun dönemde İMKB ile uluslararası hisse senedi piyasalarını temsilen almış olduğu DJI endeksinin birlikte hareket ettiğini, diğer bir ifadeyle, Türkiye hisse senedi piyasasının yabancı piyasalarla entegre olduğunu bulmuşlardır. Kısa dönem sonuçlarını ise, genellikle uzun dönem tahmin sonuçları ile uyumlu elde etmişlerdir.

Vuran (2010), İMKB100 endeksi ile dünyanın gelişmiş ve gelişmekte olan bazı ülkelerinin hisse senedi borsa endeksleri (FTSE100, Dax, CAC40, S&P500, Nikkei225, Bovespa, Merval, Meksika-IPC) arasındaki uzun vadeli ilişkiyi Ocak 2006-Ocak 2009 dönemine ait günlük veriler kullanarak Johansen Eşbütünleşme analizi ile test etmiştir. Çalışmanın sonucunda belirtilen dönem için İMKB 100 endeksinin FTSE100, Dax, Bovespa, Merval ve IPC endeksleri ile uzun vadede ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

II. VERİ SETİ VE YÖNTEM

A. Veri Seti

Çalışmada analiz için endekslerin 05.01.2001-30.12.2010 tarihleri arasında haftalık kapanış değerleri alınmıştır. Yine DJI endeks serisi <http://finance.yahoo.com> adresinden, İMKB100 endeks serisi de <http://www.imkb.gov.tr> adresinden elde edilmiştir. Her iki endeksin değeri de ABD para birimi olan Amerikan doları cinsinden ifade edilmiştir. Analiz Eviews 5.1 paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Analiz kapsamına Türkiye'nin İMKB'de işlem gören 100 şirketine ait Ulusal XU100 serisi ile ABD'nin, New York Borsası'nda işlem gören, piyasa değeri yüksek 30 sanayi şirketinin hisse senetlerini temsil eden ABD'nin önemli endekslerinden biri olan Dow Jones endeksi alınmıştır (Dow Jones Indexes, Mart 2011).

B. Yöntem

Çalışmada analiz için, öncelikle endekslerin haftalık kapanış fiyatlarının logaritmaları alınarak logaritmik seriler elde edilmiş ve logaritmik serilerin uyum seviyeleri incelenmiştir. Logaritmik serilerin durağanlığı, Augmented Dickey Fuller (ADF) (1981) testi ile incelenmiştir.

Eşbütünleşme analizi için serilerin birim kök araştırmasından sonra optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Hall (1991) tarafından önerilmiş olan Vector Auto-Regressive (VAR) analizi uygulanmıştır. Gecikme uzunluğunun tespitinden sonra eşbütünleşme analizi, ilk olarak Engle-Granger (1987) tarafından bulunan daha sonra Johansen (1988, 1991), Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen VAR modeline dayalı Johansen yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Johansen eşbütünleşme yönteminde, seriler arasında

eşbütünlük analizi yapılabilmesi için, bütün serilerin aynı düzeyde durağan I(1) olması gerekmektedir.

İMKB ve DJI serisinin kısa dönem dinamiklerini araştırmak için hata düzeltme modeli (Vector Error Correction: VEC) ve son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger Nedensellik Analizi (1969) yardımıyla analiz edilmiştir.

III. ANALİZ BULGULARI

A. Birim-Kök Testi

Serilerin durağanlığı, bir serinin ortalaması, varyansı ve otokovaryansının farklı zaman dilimleri içerisinde değişmemesini ifade etmektedir. Buradan hareketle, durağan olmayan zaman serileriyle tahmin edilen modellerde sahte regresyon sorunuyla karşılaşılması nedeniyle (Granger ve Newbold, 1974), elde edilen sonuçlar gerçek ilişkiyi yansıtmamaktadır. Bunun için öncelikle serilerin durağanlığı araştırılmalıdır.

Bu aşamada, VAR modeline dayalı Johansen yöntemiyle analiz öncesinde DJI ve İMKB serilerinin durağanlık analizleri yapılmıştır. Serilerin durağanlık araştırmasında çeşitli testler kullanılmaktadır. Bunlardan en başta geleni Dickey-Fuller ve Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller Testi (1979, 1981)'dir.

Bu çalışmada serilerin durağanlıkları, Dickey-Fuller (1981) testine dayanan ADF testi kullanılarak incelenmiştir. ADF testinde hipotezler ile kritik değerleri DF testi ile aynıdır (Tarı, 2008, 396). Dickey-Fuller (DF) testi, üç denkleme dayalı olarak yapılabilmektedir:

$$\text{Yalın hali:} \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\text{Sabit terimli:} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli:} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Denklemlerdeki t zamanı veya genel eğilimi ifade eden değişkendir (Gujarati, 720). Yukarıdaki regresyonlar tahmin edilerek, DF test istatistikleri ile MacKinnon kritik değerleri elde edilmektedir. Bu testlerin sonucunda elde edilen DF istatistikleri, MacKinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılarak; sıfır hipotezi ($H_0: \gamma=0$), alternatif hipoteze karşı ($H_1: \gamma \neq 0$) test edilmektedir. Sıfır hipotezi serinin durağan olmama durumunu, yani birim köke sahip olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Hata terimi (u_t) korelasyona sahip olduğunda, denklem (3) şu şekilde yeniden düzenlenmektedir:

$$\Delta Y = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Burada, m ; gecikme uzunluğunu, Δ ; fark operatörünü belirtmektedir. Gecikme sayısı otokorelasyonun olmadığı modelin elde edilmesine bağlıdır. Bu şekilde yapılan test genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) testi olarak bilinmektedir. Eğer elde edilen ADF mutlak değer olarak kritik değerlerden daha küçükse, serinin durağan olmadığı ve birim kök ihtiva ettiği

kabul edilmektedir. Buna karşılık, elde edilen test istatistiği mutlak değer olarak elde edilen kritik değerlerden daha büyükse, istatistiksel olarak serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Değişkenlerin durağanlığı ADF testi ile hesaplanmış ve hesaplanan birim kök değerleri Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1'den de görüldüğü gibi serilerin düzeyde birim köke sahip olduğu fakat birinci derece farklarının % 1 ve % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Bir başka ifadeyle, serilerin entegre seviyesinin I(1) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit Kritik Değerler		Sabit ve Trend Kritik Değerler	
			% 1	% 5	% 1	% 5
<i>lnİMKB</i>	-0.92[0]	-2.82[0]	-3.44	-2.86	-3.97	-3.41
<i>lnDJI</i>	-2.09[0]	-2.26[0]	-3.44	-2.86	-3.97	-3.41
Δ <i>İMKB</i>	-24.38[0]	-24.82[0]	-3.44	-2.86	-3.97	-3.41
Δ <i>DJI</i>	-14.58[2]	-14.57[2]	-3.44	-2.86	-3.97	-3.41

Not: kritik değerler MacKinnon'dan (1996) alınmıştır. Δ , değişkenlerin birinci farkını, [], Akaike (1974) bilgi kriterine göre belirlenmiş optimum gecikme uzunluklarını göstermektedir.

B. Johansen Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme analizi için gerekli öntestler sağlandıktan sonra analizde kullanılacak gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için Hall (1991) tarafından önerilmiş bir yöntem olan VAR analizi yardımıyla optimum gecikme uzunluğu hesaplama aşamasına geçilmiştir. Literatürde gecikme uzunluğunu belirlemede çok sayıda kriter kullanılmaktadır. Bunlar arasında, Akaike bilgi kriteri (Akaike Information Criterion: AIC), Schwarz bilgi kriteri (Schwarz Information Criterion: SC), Hannan-Quinn bilgi kriteri (Hannan-Quinn Information Criterion: HQ) ve Son Tahmin Hatası kriteri (Final Prediction Error: FPE) en sık kullanılanlar arasında yer almaktadır (Johansen, 1995; Enders, 1995, 301). Akaike bilgi kriteri; Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre genellikle daha uzun bir gecikme uzunluğu önermektedir. Bu çalışmada AIC (1974) bilgi kriteri baz alınmış ve optimum gecikme uzunluğu üç (3) olarak bulunmuştur. Bu gecikme uzunluğu için otokorelasyon ve değişen varyansın olmadığı³ görülmüştür.

Bütün seriler I(1) olduğu için, İMKB ve DJI serisi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen yöntemi yardımıyla araştırılabilir durumdadır. λ trace istatistiğine göre, değişkenler arasında hiçbir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı boş hipotez ($r=0$), değişkenler arası eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna ilişkin alternatif hipoteze ($r>0$) karşı reddedilmektedir. Çünkü λ trace değeri % 5 kritik değerden daha büyüktür. Bu durumda % 5 kritik değerde en az bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmelidir. Eşbütünleşmenin varlığı ve

³ $LM(1)=0.19$, $LM(2)=0.34$, $LM(3)=0.38$, $WH=0.00$

vektörlerinin sayısını belirlemek amacıyla gerekli iz (λ_{trace}) ve maksimum öz (λ_{max}) değerleri test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Johansen Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Boş Hipotez (H_0)	Alternatif Hipotez (H_1)	λ_{trace} Değeri	%5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
λ_{trace} test				
r = 0	r > 0	32.51926*	25.87211	0.0064
r < 1	r > 1	5.849131	12.51798	0.4797
Boş Hipotez (H_0)	Alternatif Hipotez (H_1)	λ_{max} değeri	%5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
λ_{max} test				
r = 0	r = 1	26.67013*	19.38704	0.0037
r = 1	r = 2	5.849131	12.51798	0.4797

Not: r, eşbütünleşme sayısını, *, %5 düzeyindeki anlamlılığı ifade etmektedir. Kritik değerler MacKinnon (1996)'dan alınmıştır. Olasılık değerleri, MacKinnon-Haug-Michelis'den (1999) alınmıştır.

Tablo 2'den de görüldüğü gibi, iz (λ_{trace}) ve maksimum öz (λ_{max}) değeri % 5 kritik değerden daha büyüktür. Dolayısıyla en az bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmiştir. Yani; İMKB ve DJI serileri arasında eşbütünleşmenin olması DJI'nın İMKB'yi etkilediğine ilişkin bir kanıt olarak görülebilir. Bunun için, eşbütünleşme vektörü birinci elemanı DJI serisine göre normalleştirilerek; uzun dönem denge ilişkisini gösteren eşbütünleşme denkleminde bakılmalıdır. Değişkenlerarası uzun dönem ilişkisini gösteren eşbütünleşme katsayıları Tablo 3'de, eşbütünleşme denklemi denklem (5)'de verilmiştir.

Tablo 3: Normalleştirilmiş Eşbütünleşme Katsayıları

Katsayılar	İMKB	DJI
Normalleştirilmiş eşbütünleşme katsayıları (β')	1.0000	-2.04 [-8.80]
Uyarlanma hızları katsayıları (α)	-0.084 [-4.88]	

Not: Parantez içindeki değerler t istatistik değerini göstermektedir.

Tablo 3'deki veriler ışığında, Eşbütünleşme Denklemi aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$ISE = 12.76 + 2.04DJI \quad (5)$$

$$[8.80]$$

Burada DJI serisi İMKB serisiyle pozitif bir ilişki içinde olup; teorik beklentileri doğrulamaktadır. DJI'daki 1 birimlik bir artışın İMKB'yi 2,04 birim artırdığı görülmektedir. Bu değer istatistikî olarak anlamlıdır.

C. Hata Düzeltme Modeli (VEC)

Uzun dönemde birlikte hareket eden İMKB ve DJI serisinin kısa dönem dinamiklerini araştırmak amacıyla hata düzeltme modeli (Vector Error

Correction: VEC) tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonucu elde edilen bilgiler denklem (6)'da verilmiştir:

$$\Delta ISE = -0.084EC_{t-1} + 0.93DJI_{t-1} + 0.39DJI_{t-2} + 0.26DJI_{t-3} + 0.001 \quad (6)$$

[-4.88] [8.51] [3.39] [2.30]

$$R^2:0.23, F:17.56, LM(1)=0.49, LM(2)=0.60, LM(3)=0.33 WH=0.00$$

İMKB ve DJI arasındaki kısa dönem ilişkisi, DJI'de ki 1 birimlik değişme İMKB'yi; 1 dönem sonra 0.93, 2 dönem sonra 0.39, 3 dönem sonra 0.26 birim anlamlı şekilde etkilediği, sonraki dönemde anlamlılığın ortadan kalktığı görülmektedir. Hata düzeltme teriminin (EC_{t-1}) katsayısı negatif ve t istatistiği anlamlıdır. Bu terimin negatif çıkması kısa dönem sapmalarının dengeye yakınsadığını, yani seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını ve serilerin tekrar uzun dönem denge değerine yakınsadığını ifade etmektedir. Buna göre, denge değeri arasındaki farkın her hafta 0.08'inin ortadan kalktığı görülmektedir. Yani $1/0.08 \approx 12$ dönem sonra denge değerinden sapmalar ortadan kalkacaktır (Tarı, 2008).

D. Nedensellik Analizi

DJI ve İMKB serileri arasında nedensellik araştırmasının yapılabilmesi için, durağanlık bilgisine sahip olunmalıdır. Analiz yapılan seriler aynı mertebeden durağan ise, aralarında eşbütünleşme ilişkisi aranmaktadır (Gujarati, 1999). Eşbütünleşme ilişkisi gözlenmiyor ise, serilerin aynı mertebeden durağan olduğu mertebede nedensellik ilişkisi araştırılabilmektedir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünün belirlenebilmesi için, Granger tarafından 1969 yılında geliştirilen nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedensellik testi yapılabilmesi için aşağıdaki denklemlerden yararlanılmaktadır.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$X_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + v_t \quad (8)$$

Denklem (7)'de, m gecikme uzunluğunu göstermekte olup, değişkenler arasında yapılan standart bir VAR analizi yapılır ve VAR için tespit edilen optimum gecikme uzunluğu kullanılır (Enders, 1995).

Granger nedensellik testi, yukarıdaki denklemlerde, bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerin katsayılarının, belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek yapılır. (7) nolu denklemdeki β_i katsayıları belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, X 'in Y 'nin nedeni

olduğunu, aynı şekilde (8) nolu denklemde de γ_i katsayılarının da belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfırdan farklı olması da Y 'nin X 'in nedeni olduğunu gösterir (Granger, 1969). Bu durum “ Y , X 'in *Granger Nedenidir*” şeklinde belirtilir (Gül ve Ekinci, 2006).

(7) nolu denklem X 'den Y 'ye doğru nedenselliği, (8) nolu denklem ise Y 'den X 'e doğru nedenselliği göstermektedir.

(8) nolu denklemde önce bağımlı değişken uygun gecikme sayısı ile modele dâhil edilmiş, sonra bağımsız değişken de aynı gecikme sayısı ile modele dahil edilmiştir. Bu modellere ait hata kareler toplamı bulunup daha sonra, Wald tarafından geliştirilen F istatistiği hesaplanmaktadır.

$$F_{\alpha(m;n-2m)} = \frac{(RSS_r - RSS_{ur}) / m}{RSS_{ur} / (n - 2m)} \quad (9)$$

Not: RSS; Hata kareler toplamını, ur; Sınırlandırılmamış modeli, r; Sınırlandırılmış modeli göstermektedir.

Hesaplanan F istatistiği, $(m; n-2m)$ serbestlik derecesi ve α anlamlılık düzeyindeki F tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu hipotezin reddedilmesi, modelde yer alan katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir. Örneğin X_t değişkeninden Y_t değişkenine doğru nedenselliğin olması durumunda (7) nolu denkleme dâhil edilen değişkenlerin katsayıları istatistikî bakımdan anlamlı (sıfırdan farklı) olacaktır (Granger, 1969).

Nedensellik testi sonucu elde edilen bilgiler değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemektedir. Granger nedensellik testinde üç farklı durumla karşılaşmaktadır;

* Tek yönlü nedensellik: $Y=f(x)$ şeklindeki tek denklemler bir modelde Y bağımlı değişken, X ise bağımsız değişkeni ifade etmek üzere; X 'den Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmakta ve bu durum ($X \Rightarrow Y$) şeklinde gösterilmektedir. Farklı bir durumda, bağımsız değişken, neden konumunda olup bağımlı değişken üzerinde bir sonuç etkisi ortaya çıkarmaktadır. Bu da tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermekte ve bu ilişki ($Y \Rightarrow X$) şeklinde gösterilmektedir.

* Çift yönlü nedensellik: Her iki değişken arasında karşılıklı bir etki söz konusu olduğunda bu durum ($X \Leftrightarrow Y$) şeklinde gösterilmektedir.

* Her iki değişkenin birbiri üzerinde bir etkisinin olmaması durumu yani birbirinden bağımsız olmasıdır. Diğer bir ifadeyle, değişkenler arasında bir ilişki bulunmadığı söylenmektedir (Yılmaz, 2005, 67-68).

Gecikme uzunluğunu belirlemek için; durağanlığı daha önce belirlenmiş olan İMKB ve DJI serileri arasında Johansen eşbütünleşme testi için kullanılan standart VAR tahmininden optimum gecikme sayısı AIC (1974)'den yararlanılarak otokorelasyon ve değişen varyansın bulunmadığı üç(3) alınmıştır. Sonuçlar Tablo 4'de gösterilmiştir.

Tablo 4: Granger Nedensellik Test Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	F Değeri	Olasılık Değeri
<i>DJI</i> → <i>İMKB</i>	37.58	0.00
<i>İMKB</i> → <i>DJI</i>	03.93	0.01

Granger nedensellik testi sonucunda, %1 anlamlılık düzeyinde DJI'nın, İMKB'nin Granger nedeni olduğu yani DJI'nın İMKB'yi etkilediği tespit edilmiştir. Sevüktekin ve Nargeleşkenler (2008), İMKB'nin, en yüksek reaksiyonu Dow Jones'a gösterdiğini fakat Amerika'daki borsaların İMKB'ye karşı reaksiyonunun oldukça düşük olduğunu bulmuşlardır. Bu çalışmada da, az da olsa İMKB'nin DJI'yi etkilediği Tablo 4'den görülmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada gelişmekte olan İMKB ile gelişmiş DJI arasındaki ilişkinin varlığı 05.01.2001-30.12.2010 dönemi haftalık kapanış verileri kullanılarak, Johansen Eşbütünleşme, VEC (Hata Düzeltme Modeli) ve Granger Nedensellik Analizi yardımıyla test edilmiştir. Eşbütünleşme analizinin sonuçlarına göre, İMKB ve DJI uzun dönemde birlikte hareket etmekte yani İMKB ve DJI eşbütünleşik olup eşbütünleşme denkleminde; eşbütünleşme katsayısının yani, b'nin ($2.04 > 1$) birden büyük çıkması İMKB ile DJI arasında eşbütünleşmenin varlığını kanıtlamıştır. Kısa dönemde hata düzeltme teriminin çalıştığı ve üç dönem boyunca DJI'nın İMKB'yi anlamlı şekilde etkilediği görülmüştür. Yapılan nedensellik testi sonucunda DJI'nın İMKB'nin Granger anlamında nedenseli olduğu ve üç gecikme için DJI'nın İMKB'nin Granger nedeni olduğunu göstermektedir.

Dünyanın en büyük ekonomisinin endeksi DJI, büyüklüğü ve yapısıyla tüm dünya endekslerini etkileyebilecek yapıda olduğu için; İMKB, DJI'den etkilenebilmektedir ve söz konusu dönemlerde eşbütünleşiktirler.

Çalışmada elde edilen bulgular literatürde yapılan Keneourgious ve Samitas (2003) ve Chan, Gup ve Pan (1997), vb. çalışmalarla uyumlu olmayıp, Becker, Finnerty ve Gupta (1990), Kasa (1992), Hamao, Masulis ve Ng (1990), Pekkaya ve Bayramoğlu (2008), Küçükçolak (2008), Sevüktekin ve Nargeleşkenler (2008), İpekten ve Aksu (2009) ve Vuran (2010), vb. diğer çalışmalarla ise uyumlu haldedir.

KAYNAKÇA

- AKAIKE, Hirotugu (1974), "A new look at the statistical model identification". IEEE Transactions on Automatic Control 19 (6): 716-723.
- BARCLAY, Michael J., LITZENBERGER, Robert H. ve WARNER, Jerold B. (1990), "Private Information, Trading Volume, and Stock Return Variances," *Review of Financial Studies*, (3), 233-253.
- BECKER, Kent G., FINNERTY, Joseph E. ve GUPTA, Manoj (1990), "The Intertemporal Relation Between The US And The Japanese Markets", *Journal of Finance*, 45(4), 1297-1306.
- CHAN, Kam C., GUP, Benton E. ve PAN, Ming-Shiun (1997), "International Stock Market Efficiency And Integration: A Study Of Eighteen Nations", *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(6), 0306-686X

- CHEUNG, Yin-Wong., HE, Jia., ve NG, Lillian K. (1997), "Common predictable components in regional stock markets", *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 35-42.
- DICKEY, David A. ve FULLER, Wayne A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- DICKEY, David A., ve FULLER, Wayne A., (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, (49), 1057-72.
- DOW JONES INDEXES, (Mart 2011), <http://www.djindexes.com/> (10/03/2011)
- ENDERS, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley.
- ENGLE, Robert F., ve GRANGER, Clive W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, (55), 251-276.
- EUN, Cheol S. ve SHIM, Sangdal (1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
- FAMA, Eugene F., (1965), "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, (38), 34-105.
- GRANGER, Clive W. J. (1969), "Investigating Causal Relations By Econometric Models And Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, (37), 424-438.
- GRANGER, Clive W. J. ve NEWBOLD, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111-120.
- GUJARATI, Damodar N., (1999), *Basic Econometrics*, McGraw Hill,. Intriligator, M.D., Econometric Models, Techniques and Applications, Prentice Hall, 1995.
- GÜL, Ekrem ve EKİNCİ, Aykut (2006), "Türkiye'de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003", *A.Ü. Sosyal Bilimler Dergisi*, 2006/1
- HALL, S.G. (1991), "The Effect of Varying Length VAR Models on The Maximum Likelihood Estimates of Cointegrating Vectors", *Scottish Journal of Political Economy*, (38), 317-323.
- HAMAO, Yasushi., MASULIS, Ronald W. ve NG, Victor K. (1990), "Correlations in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307.
- İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI (İMKB), (Mart 2011), <http://www.imkb.gov.tr> (17/03/2011)
- İPEKTEN, O. Berna ve AKSU, Hayati (2009), "Alternatif Yabancı Yatırım Araçlarının İMKB İndeksi Üzerine Etkisi", *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13 (1), 413-423
- JAFFE, Jeffrey ve WESTERFIELD, Randolph (1985a), "Patterns in Japanese Common Stock Returns Day of the Week and Turn of the Year Effects", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (20), 261-272.
- JAFFE, Jeffrey ve WESTERFIELD, Randolph (1985b), "The Week End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence", *Journal of Finance*, (40). 433-454.
- JOHANSEN, Søren. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control* (12), 231-254.
- JOHANSEN, Søren ve JUSELIUS Katarina (1990), "Maximum Likelihood Estimation And Inference on Cointegration with Application to the Deman for Money", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, (52), 169-210.
- JOHANSEN, Søren. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, p. 1551-80.
- KASA, Kenneth (1992), "Common Stochastic Trends in International Stock Markets", *Journal of Monetary Economics*, (29), 95-124.
- KAROLYI, G. Andrew ve STULZ, René M. (1996), "Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements", *The Journal of Finance*, 51(3), 951-986.
- KENOURGIOS, Dimitrios F., ve SAMITAS, Aristeidis G. (2003), "The Interdependence of Major European Stock Markets: Evidence for Greece", *SPOUDAI*, (53), No. 4, 54-65.
- KING, Mervym A. ve WADHWANI, Sushil (1990), "Transmission of volatility between stock markets", *The Review of Financial Studies*, 3(1):5-33.

- KÜÇÜKÇOLAK, Necla (2008), "Cointegration of The Turkish Equity Market with Greek and Other European Union Equity Markets", *International Research Journal of Finance and Economics*, (13), 58-73.
- LENARDON, Martin J. ve AMIRDJANOVA, Anna (2006), "Interaction between stock indices via changepoint analysis", *Appl. Stochastic Models Bus. Ind.*, (22), 573-586
- MACKINNON, James G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, (11), 601-618.
- MACKINNON, James G., HAUG, Aalfred A., ve MICHELIS, Leo (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, (14), 563-577
- MANDELBROT, Benoit (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business*, (36), 394-419.
- PEKKAYA, Mehmet ve BAYRAMOĞLU, Fatih M. (2008), "Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru arasındaki Nedensellik İlişkisi", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (38), 15, <http://journal.mufad.org/attachments/article/316/15.pdf>
- SCHOLLHAMMER, Hans ve SAND, Ole (1985), "The interdependence among the stock markets of major European countries and the United States: An empirical investigation of interrelationships among national stock price movements", *Management International Review*, (25), 17-26.
- SERMAYE PİYASA KURULU (SPK), (Mart 2011), (2007, 2009), <http://www.spk.gov.tr/indexcont.aspx?Action=showpage&enuid=0&pid=5> (19/03/2011).
- SEVÜKTEKİN, Mustafa ve NARGELEÇEKENLER, Mehmet (2008), "Türkiye ve Amerika'daki Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, (45), 520
- TARI, Recep (2008), *Ekonometri*, 8. Baskı, Avcı Ofset, İstanbul.
- VURAN, Bengü (2010), "İMKB 100 endeksinin uluslararası hisse senedi endeksleri ile ilişkisinin eşbütünleşim analizi ile belirlenmesi", *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, (39), 1, 154-168, 1303-1732-www.ifdergisi.org
- YILMAZ, Özlem Gökteş (2005), "Türkiye Ekonomisinde Büyüme ve İşsizlik Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi", *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (2), İstanbul, 67-68.