

YÜKSELEN HİSSE SENEDİ PİYASALARINDA EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Doç. Dr. Emel ŞIKLAR
Anadolu Üniversitesi
Fen Fakültesi
İstatistik Bölümü

ABSTRACT

This paper investigated the long-run relationship between six major emerging markets, namely Argentina, South Korea, Mexico, Malaysia, Portugal and Turkey over the sample period 1986:January-1999:April. According to Johansen's multivariate cointegration analysis conducted, it should be accepted that there, at least for the post-1987 period, is a stationary long-run relationship between the stock market price indices of mentioned emerging markets. When the results obtained are considered, it is possible to say that stock prices may have a co-movement since some underlying economic factors reflecting the emerging markets' financial conditions systematically affect all markets.

ÖZET

Bu çalışmada yükselen piyasalar içinde ön sıralarda yer alan Arjantin, Güney Kore, Meksika, Malezya, Portekiz ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönem ilişki 1986:Ocak-1999:Nisan dönemi esas alınarak incelenmiştir. Johansen eşbütünleşme testlerinin sonuçlarına göre, en azından Ekim 1987 sonrası dönem için, sözü edilen ülkelerdeki hisse senedi fiyat indeksleri arasında uzun dönemli durağan bir ilişkinin varlığı kabul edilmektedir. Bu sonuca göre, yükselen piyasaların içinde bulunduğu finansal koşulları yansıtan temel bazı ekonomik faktörlerin tüm hisse senedi piyasalarını sistematik olarak etkilediğini ve hisse senedi fiyatlarının da aynı yönde değiştiğini söylemek mümkündür.

GİRİŞ:

Bu çalışmada amaç yükselen piyasalar kategorisinde ve dünyanın farklı coğrafyalarında yer alan en büyük ve sermaye hareketlerine en az kısıt getiren ülkelerdeki hisse senedi fiyatları ile Türkiye'deki hisse senedi fiyatları arasında ortak bir uzun dönem trendinin var olup olmadığını araştırabilmektir. Çalışmamızda yükselen piyasalar içerisinde yer alan Arjantin, Güney Kore, Meksika, Malezya, Portekiz ve Türkiye'deki hisse senedi fiyatları arasında ortak bir uzun dönem stokastik trendin varlığı araştırılacaktır. Bu amaca dönük olarak Engle ve Granger tarafından geliştirilen¹ ve Johansen tarafından uygulamaya geçirilen² eşbütünleşme (cointegration) testleri kullanılabilir. Buna göre, yukarıda sözü edilen ülkelerin hisse senedi fiyat indekslerine ilişkin sistemde ortak bir stokastik trendin (yani uzun dönem bir ilişkinin) varlığı eşbütünleşme testleri aracılığı ile incelenecektir. Eşbütünleşme kavramına göre durağan olmayan zaman serileri (örneğin hisse senedi fiyat indeksleri gibi) istikrarlı bir uzun dönem denge ilişkisine yönelebilirler. Bu nedenle çeşitli hisse senedi fiyat indeksleri arasında tespit edilecek eşbütünleşik ilişki, bu seriler arasında uzun dönemde ortak bir trend eğiliminin varlığına işaret eder.

Yukarıda ortaya konan amaç ve yöntem çerçevesinde, çalışmanın ilk bölümünde veri tanımları ve kaynakları kısaca ortaya konmakta ve ikinci bölümde bu çalışmada kullanılacak ekonometrik araçlar kısaca tartışılmaktadır. İzleyen bölümde ise Arjantin, Güney Kore, Meksika, Malezya, Portekiz ve Türkiye'ye ait hisse senedi fiyat indeksleri arasındaki ortak stokastik trendin varlığını araştırmaya dönük test sonuçları ve anlamlılıkları tartışılmaktadır. Sonuç bölümünde ise gerçekleştirilen testler sonucu ulaşılan sonuçlar kısaca özetlenmekte ve daha sonra yapılacak araştırmalar için bazı önerilere yer verilmektedir.

¹ R.F. Engle - C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing", *Econometrica*, Vol.55, Yıl 1987, s.251-276.

² S.Johansen, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, Yıl 1988, s.231-254.

I. SERMAYE PİYASALARI ARASINDAKİ İLİŞKİLERİN ANALİZİ

Son yıllarda hisse senedi piyasaları arasındaki bağlantılar, özellikle batılı sermaye piyasaları bağlamında, artan bir şekilde incelemeye konu olmuştur. Ortaklık senetlerine ilişkin bütünleşmiş bir dünya ortamında bireysel hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemde bir denge ilişkisinin varlığını düşünmek de oldukça doğaldır³. Bireysel hisse senedi fiyatları arasında bir ilişkinin var olması, bu fiyatları ölçmek amacıyla kullanılan indeksler arasında ortak bir stokastik trendin varlığına işaret eder. Farklı ülkelerin hisse senedi fiyatlarının neden uzun dönemli bir denge ilişkisi sergilediklerine ilişkin olarak bazı teorik gerekçeler öne sürmek mümkündür. Ülkeler arasında iktisat politikalarının koordine edilmesi çabaları ve güçlü ekonomik bağlantıların bulunması hisse senedi fiyatlarının zaman içerisinde dolaylı olarak birbirlerine bağlı olması sonucunu doğurabilir. Bir ekonomide yaşanan olguların diğer ülkelerin ekonomilerini de etkilemesinin sonucu olarak, bu ülkelerin tümünde benzer beklentiler hakim olmaya başlayacaktır. Bu durumda farklı hisse senedi piyasaları aynı yöndeki beklentilere benzer şekilde tepki gösterecektir.

Farklı ülkelerin sermaye piyasaları arasındaki karşılıklı ilişkilerin incelenmesi için değişik yaklaşımlar kullanabilmek mümkündür. Corhay ve diğerleri tarafından gerçekleştirilen bir çalışmada bu yöntemler kısaca

1 Bailie ve Bollerslev, Hakkio ve Rush, McDonald ve Taylor tarafından gerçekleştirilen araştırmalarda, etkin çalışan bir piyasada aktif fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişkinin söz konusu olamayacağı öne sürülmektedir. Bkz. R.Ballie-T.Bollerslev, "Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates", *Journal of Finance*, Vol.44, Yıl 1989, s.167-181; C.Hakkio-M.Rush, "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol.8, Yıl 1989, s.75-88; R. McDonald - M. Taylor, "Foreign Exchange Market Efficiency and Cointegration: Some Evidence from the Recent Float", *Economic Letters*, Vol.29, Yıl 1989, s.63-68. Öte yandan Dwyer ve Wallace ise aktifler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunmaması ile piyasa etkinliği arasında tam bir bağ bulunmadığını ortaya koymaya çabalamaktadır. Ancak hemen belirtelim ki, sözü edilen araştırmacılar yaptıkları bu çalışmada işlem maliyetlerinin sıfır olduğunu varsaymakta ve piyasa etkinliğini arbitraj olanaklarının bulunmadığı bir durum olarak tanımlamaktadırlar. Bkz. G. Dwyer - M. Wallace, "Cointegration and Market Efficiency", *Journal of International Money and Finance*, Vol.11, Yıl 1992, s.318-327.

özetlenmektedir⁴. Bu yaklaşımlardan bir tanesi piyasalardaki bütünleşmenin var olup olmadığı hususunun ortak bir testle sınanması ve farklı aktif fiyatlama modellerinin geçerliliğinin araştırılmasıdır. Bir diğer yaklaşımda ise hisse senedi fiyatları arasındaki karşılıklı ilişkilerin incelenmesi amacıyla zamana bağlı değişkenlik unsuru analize dahil edilmekte, çeşitli piyasalardaki değişkenlik ve bunun bir piyasadan diğerine aktarımı araştırılmaktadır. Örneğin Hamao ve diğerleri ARCH (Autoregressive Conditional Heterosce-dastic) modeli aracılığıyla üç temel uluslararası piyasa arasında (ABD, İngiltere ve Japonya) bütünleşik bir ilişkinin varlığına ilişkin ampirik kanıtlar sunmaktadır.⁵ Öte yandan Eun ve Shim tarafından gerçekleştirilen bir diğer çalışmada geliştirilen VAR (Vector Autoregression Method) modeli kullanılarak belirli bir piyasa meydana gelen değişimler karşısında diğer piyasaların nasıl tepki gösterdikleri araştırılmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre uluslararası sermaye piyasaları üzerinde en önemli etkiye sahip olan sermaye piyasası ABD'dir⁶. Öte yandan Jeon ve VonFurstenberg de VAR yöntemini kullanarak 1987 hisse senedi piyasaları krizinden sonra dünyanın önde gelen dört piyasasında yapısal bir kayma olduğunu ve bu tarihten sonra hisse senedi piyasalarındaki uluslararası birlikte değişme eğiliminin arttığı yolunda ampirik kanıtlar sunmaktadırlar⁷. Aynı şekilde Corhay ve diğerleri tarafından gerçekleştirilen çalışmada da, Johansen tarafından geliştirilmiş olan eşbütünleşme analizi kullanılarak, Pasifik ülkelerindeki piyasaların bütünleşik bir yapı gösterdiği ve bu konuda bölgesel faktörlerin önemli bir rol oynadığına dikkat çekilmektedir⁸.

Hisse senedi fiyatlarını simgelemek üzere kullanılan indeksler arasında iki farklı türde ilişki söz konusudur. Bunlardan ilkinine göre indekslerdeki değişkenlik davranışı birbirleriyle bağlantılı olabilir. İkincisine göre ise ilgili zaman serilerindeki trend eğiliminin birbiriyle bağlantılı olmasıdır ve uzun dönem denge ilişkisinin araştırılmasında ön plana

⁴ A. Corhay ve diğ., "Long-Run Behaviour of Psific Basin Stock Prices", *Applied Financial Economics*, Vol.5, Yıl 1995, s.11-18.

⁵ Y.Hamao ve diğ., "Correlation in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets", *Review of Financial Studies*, Vol.3, Yıl 1990, s.281-307.

⁶ C.S.Eun – S.Shim, "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.24, Yıl 1989, s.241-256.

⁷ B. Jeon – G.M.VonFurstenberg, "Growing International Co-movement in Stock Price Indices", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol.30, Yıl 1990, s.15-31.

⁸ Corhay ve diğerleri, s.11-18.

çıkarılması gereken husus da budur. Dolayısıyla bu çalışmada araştırılacak nokta da sözü edilen bu husus olmaktadır.

II. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada kullanılan verilerin tamamı International Finance Corporation tarafından oluşturulan Emerging Markets Data Base'den dijital olarak elde edilmiştir. Kullanılan veriler Arjantin, Meksika, Güney Kore, Malezya, Portekiz ve Türkiye'ye ilişkin ulusal 100 indekslerdir. Çalışmada incelenecek dönem, 1987 krizinin de etkilerini görebilmek amacıyla 1986:Ocak - 1999:Nisan olarak tespit edilmiş ve bu döneme ilişkin aylık bazdaki veriler analizde kullanılmıştır. Buna göre analizde her ülkeye ilişkin 160 gözlem kullanılmaktadır. Ampirik analiz öncesinde sözü edilen fiyat indekslerinin tamamı logaritmik hale dönüştürülmüştür. Söz konusu zaman serilerinin seyrine ilişkin grafikler çalışmanın sonunda ek olarak verilmektedir.

Çalışmada uygulanan analiz tekniği öncelikle incelenen zaman serilerinde birim kökün varlığının araştırılmasını ve burada elde edilecek sonuçlara göre eşbütünleşme testlerini gerçekleştirilmesini gerektirmektedir. Bu nedenle öncelikle aşağıda birim kök testlerine ilişkin süreç ele alınmakta ve daha sonra eşbütünleşme testlerine yer verilmektedir.

A. Birim Kök Testleri

Eşbütünleşme analizi incelemeye alınan her bir zaman serisinin belirli bir stokastik yapıya sahip olmasını gerektirmektedir. Bu çalışmadaki amaçlarımız açısından, temel olarak birinci dereceden durağan olmayan bütünleşik süreç üzerinde (yani $I(1)$ süreci) duracağız. Bu süreçte incelenen zaman serileri ilk farklarında durağan olmalıdır. Dolayısıyla ele alınan verilerde durağan olmayan stokastik yapının varlığını test edebilmek için, her bir zaman serisindeki bütünleşmenin derecesini araştırmak gerekmektedir.

Dickey ve Fuller gerçekleştirdikleri iki ayrı çalışmada bir zaman serisinde birim kökün varlığını sınamak için formal bir yöntem

geliştirmişlerdir⁹. *Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi* (ADF - Augmented Dickey-Fuller) olarak bilinen bu teknikte, bir zaman serisinin birim kök, birim kök ve sabit terim, birim kök-sabit terim ve trend bileşeni taşıyıp taşımadığını belirleyebilmek için uygun test istatistiği elde edilmektedir. Örneğin sabit terim ve trend bileşeni içeren bir seride ADF birim kök testini gerçekleştirebilmek için (1) nolu eşitlikte verilen regresyon modelinin en küçük kareler (OLS) yöntemiyle tahmin edilmesi gerekmektedir:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \xi_t \quad (1)$$

Tahmin edilen bu eşitlikten sonra gerçekleştirilecek ADF testinde sıfır hipotezi seride birim kökün var olduğu (yani $\gamma=0$ olduğu) şeklindedir. y_t zaman serisinin durağan olabilmesi için negatif bir değer taşıması ve bu değer istatistik olarak sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Ancak, durağan olmayan değişkenlerin katsayılarına ilişkin hipotez testleri geleneksel t testi veya F testi kullanılarak gerçekleştirilemez. Birim kökün varlığı şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi altında, test istatistiklerinin limit dağılımı standart dağılım özellikleri göstermeyecektir. Zira böyle bir süreçte elde edilen momentler sabit bir değer yerine tesadüfi değerlere doğru gidecektir. Ancak Fuller tarafından gerçekleştirilen bir çalışmada ADF testinde kullanılacak kritik değerler elde edilmekte ve kullanıcılara sunulmaktadır¹⁰.

İncelenen zaman serisinde yapısal bir kayma yaşandığından şüphe ediliyorsa, Enders'in de belirttiği gibi, birim kök testlerinin gerçekleştirilmesinde daha özenli olunması gerekmektedir¹¹. Zira ele alınan zaman serisinde yapısal bir kayma olduğu zaman Dickey ve Fuller tarafından önerilen test istatistikleri seride birim kökün varlığının

⁹ D.Dickey - W. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Associates*, Vol.74, Yıl 1979, s.427-431; D. Dickey - W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, Yıl 1981, s.1057-1072.

¹⁰ W. Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*, John Willey and Sons, New York, 1976.

¹¹ W. Enders, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, New York, 1995.

reddedilememesi şeklinde yanlış sonuçlar verebilmektedir. Ele alınan zaman serisinde yapısal bir kayma olmasından şüphe edilen bir durumda, yukarıda sözü edilen yanlışlıktan kurtulabilmek için genellikle uygulanan ekonometrik yöntem örnek kütleli iki parçaya ayırıp, her bir parça için ADF testlerini gerçekleştirmektedir. Oysa bu durumda tahmin edilecek her bir regresyon eşitliğinde serbestlik derecesinin azalması gibi bir sorunun ortaya çıkacağı da ortadadır.

Yukarıda değinilen sakıncaları ortadan kaldırabilmek için, Perron tarafından gerçekleştirilen bir çalışmada, yapısal bir kaymanın birim kök testlerine nasıl dahil edilebileceği ortaya konmaktadır¹². Perron'a göre birim kök sürecinin incelenmesinde mevcut zaman serisinin düzeyinde bir kerelik kayma olduğu şeklindeki sıfır hipotezi, trend durağan süreçte sabit terimde bir kerelik değişme olduğu şeklindeki alternatif hipotez karşısında test edilmelidir. Buna göre sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki şekilde formüle edilecektir:

$$H_0 : y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_p + \xi_t \quad (2)$$

$$H_1 : y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \xi_t \quad (3)$$

Yukarıdaki hipotez gösterimlerde D_p eğime ilişkin kukla değişkeni göstermektedir ve $t=\tau+1$ ise $D_p=1$, aksi takdirde sıfır değeri almaktadır. Öte yandan D_L düzey kukla değişkeni temsil etmekte ve $t>\tau$ ise $D_L=1$, aksi takdirde sıfır değeri almaktadır.

Perron tarafından önerilen bu teknik, ele alınan zaman serisinin yukarıda verilen (2) ve (3) nolu hipotezlerden hangisi ile en iyi modellenebileceğini belirlemek amacıyla kullanılmaktadır. Tekniğin uygulanması oldukça kolaydır ve aşağıdaki eşitliğin tahminini gerektirmektedir:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_2 D_L + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad (4)$$

¹² P. Perron, "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol.57, Yıl 1989, s.1361-1401.

Tahmin edilen bu eşitlikten yararlanarak, $a_1=1$ şeklindeki sıfır hipotezi için t istatistiği hesaplanmakta ve Perron tarafından hesaplanmış olan kritik değer ile karşılaştırılmaktadır. Eğer hesaplanan t değeri Perron tarafından sunulan kritik değerden düşükse, ele alınan seride birim kök olduğu şeklindeki sıfır hipotezini reddetmek mümkün olmamakta ve eşbütünleşme analizinde eğime ilişkin kukla değişkeninin yer almasının uygun olacağı sonucuna ulaşılmaktadır.

B. Eşbütünleşme Analizi

Bireysel olarak düzey halinde durağan olmayan hisse senedi fiyatlarından oluşan bir sistem ortak stokastik trende sahip olabilir. Söz konusu bütünleşik değişkenler arasında bulunacak bir doğrusal bileşenin durağan olması mümkündür ve bu durumda söz konusu değişkenlerin *eşbütünleşik* olduğu ifade edilir. Bir diğer ifade tarzıyla, iki veya daha fazla sayıda durağan olmayan zaman serileri arasında doğrusal bir bileşim oluşturulabiliyorsa (yani bu değişkenler uzun dönemde denge değerine doğru yöneliyorlar ise) söz konusu değişkenlerin eşbütünleşik olduğunu ifade etmek mümkündür. Bu tanımdan yola çıkıldığında, eşbütünleşme analizinin ardında yatan temel unsurun “durağan olmayan zaman serileri arasında durağan bir doğrusal bileşim bulunması” yaklaşımına bağlı olduğu görülür. Teorik olarak, bir dizi bütünleşik değişken arasında uzun dönemde doğrusal olmayan ilişkilerin bulunması da mümkündür. Bu nedenle eşbütünleşme analizine dahil edilecek değişkenler arasında uzun dönemli bir teorik ilişkinin kurulabilir olması (örneğin farklı hisse senedi fiyatları arasındaki çok değişkenli ilişkiler gibi) gerekmektedir. Hisse senedi fiyatlarına ilişkin bir modelde stokastik ortak bir trend, bireysel bir hisse senedi fiyatındaki stokastik trendin bir diğer hisse senedi fiyatındaki stokastik trend ile ilişkili olduğu anlamına gelmektedir.

Bu çalışmada sözü edilen türde bir model için ortak stokastik trendin varlığını araştırabilmek için eşbütünleşme testinde Johansen tarafından önerilen yöntem kullanılacaktır. Bu yöntemi tercih etme nedenimiz, iki veya daha fazla sayıda değişken kullanıldığında diğer eşbütünleşme testlerine göre Johansen yönteminin daha güçlü sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamasıdır. Sözü edilen bu yöntem maksimum benzerlik tekniğini uygulayarak iki aşamalı tahmin yöntemlerinin getirdiği güçlükleri aşmakta, çoklu eşbütünleşik vektörlerin varlığını test ederek bunları tahmin etmeye imkan vermektedir. Öte yandan, Johansen yöntemi eşbütünleşik vektörlere

ilişkin kısıtlanmış formların test edilmesini ve uyum parametrelerinin hızının tahmin edilmesini gerçekleştirerek araştırmacılara önemli avantaj da sağlamaktadır.

Johansen yöntemi temel olarak bir matrisin rankı ile bunun karakteristik kökleri arasındaki ilişkiye dayandırılmaktadır. Bu yöntem durağan olmayan zaman serilerini vektör otoregresyon (VAR) olarak aşağıdaki biçimde ele almaktadır:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-p} + \xi_t \quad (5)$$

Burada X_t durağan olmayan düzey değişkenler vektörünü ifade etmekte ve $\Pi_i = -I + A_1 + \dots + A_i$, ($i = 1, \dots, p$ için) olmaktadır.

Yukarıda verilen (5) nolu eşitlikte yer alan Π matrisinin rankı eşbütünleşik vektör sayısının tespit edilmesinde anahtar rol üstlenmektedir. Daha doğru bir deyişle Π matrisinin rankı bağımsız eşbütünleşik vektör sayısına eşit olmaktadır. Şayet $\text{rank}(\Pi) = 0$ ise, matris boştur ve (5) nolu eşitlik ilk farklarla ifade edilen geleneksel VAR modeli halini alacaktır. Π matrisinin rankı n ise, X_t vektörü durağandır ve bu vektörü oluşturan tüm bileşenler $I(0)$ süreci izlemektedir. Öte yandan Π matrisi r gibi bir ranka sahip ve $r < n$ ise, ele alınan sistemde $n-r$ adet birim kök söz konusudur ve r adet doğrusal bileşim durağan yapı göstermekte, bir diğer deyişle r adet eşbütünleşik ilişki söz konusu olmaktadır.

Π matrisini $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde yazmak mümkündür. Burada hem α hem de β ($n \times r$) boyutunda full sütun rankı olan matrislerdir. Bu matrislerden β eşbütünleşik parametreler matrisi, α ise her bir eşbütünleşik vektörün VAR eşitliklerine dahil edilmesinde kullanılan ağırlıklar matrisi olarak değerlendirilmelidir.

Johansen ve Juselius yaptıkları bir çalışmada r adet eşbütünleşik vektörün varlığı şeklindeki hipotezin test edilmesinde kullanılabilecek iki farklı test istatistiğinden söz etmektedir¹³: İz testi ve maksimum öz değer testi. Oysa Dickey'e göre eşbütünleşik vektörler bir sisteme ilişkin indirgenmiş form eşitliklerinden elde edilmektedir ve bu sistemde

¹³ S.Johansen - K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.52, Yıl.1990, s.169-210.

değişkenlerin tümünün içsel olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle eşbütünleşik vektörlerin yapısal eşitlikleri temsil etmeleri söz konusu değildir. Ancak ekonomik yapı sözü edilen içsel değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler üzerine bir kısıt getirmiş olabilir ve bu nedenle bir eşbütünleşik vektörün varlığı söz konusu olabilir.

Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen testlerden ilki olan iz testinde “eşbütünleşik vektör sayısının r’ye eşit veya küçük” olduğu şeklindeki sıfır hipotezi genel alternatif karşısında test edilmektedir. Söz konusu test istatistiği ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (6)$$

Maksimum özdeğer testi adı verilen ikinci testte ise “eşbütünleşik vektör sayısının r’ye eşit olduğu” şeklindeki sıfır hipotezi, “r+1 olduğu” şeklindeki alternatif karşısında test edilmektedir. Söz konusu test istatistiği ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (7)$$

Johansen ve Juselius yukarıda sözü edilen çalışmalarında, deterministik bileşenlerin davranışları ile ilgili çeşitli hipotezleri test edebilmek için gerekli olan λ_{trace} ve λ_{max} testlerine ilişkin kritik değerleri de vermektedir. Eşbütünleşik vektörde sınırlandırılmamış bir kaymanın aksine sabit bir terimin var olup olmadığını test edebilmek için bir benzeşim oranı testi gerçekleştirilebilir. Buna ilişkin test istatistiği ise aşağıdaki gibi hesaplanacaktır:

$$-T \sum_{i=r+1}^n \left[\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i) \right] \quad (8)$$

Elde edilen bu test istatistiği (n-r) serbestlik derecesinde χ^2 dağılımına sahip olmaktadır. Bu eşitlikte yer alan λ_i^* ve λ_i parametreleri, sırasıyla, kısıtlanmış ve kısıtlanmamış Π matrisine ilişkin karakteristik kökleri ifade etmektedir. Getirilen kısıt geçerli değilse, $\ln(1 - \lambda_i^*)$ ve $\ln(1 - \lambda_i)$ terimlerine ilişkin tüm değerlerin eşit olması gerekir. Bu durumda test istatistiğinin hesaplanması sonucu elde edilecek küçük değerler eşbütünleşik vektörde sabit bir terimin yer almasının uygun olacağına işaret edecektir.

III. TAHMİN SONUÇLARI

Arjantin, Meksika, Güney Kore, Malezya, Portekiz ve Türkiye'deki ulusal hisse senedi fiyat indeksleri arasındaki karşılıklı ilişkiler dört farklı model kullanılarak araştırılmıştır. Gerçekleştirilen testlerde öncelikle incelenen 1986:01 - 1999:04 döneminin tamamı göz önüne alınmıştır. Test edilen ikinci modelde Ekim 1987'de yaşanan krizin potansiyel etkilerini modele dahil edebilmek amacıyla bir kukla değişken kullanılmış ve model incelenen dönemin tamamı için tekrar tahmin edilmiştir. Söz konusu kukla değişken "Dummy87" ile isimlendirilmiş $1987:11=1$, diğer gözlemler için sıfır değerini almaktadır. Ele alınan üçüncü ve dördüncü model incelenen dönemin ikiye bölünmesi ile elde edilmektedir. Buna göre Ekim 1987 öncesi dönem ve Ekim 1987 sonrası dönem ayrı ayrı teste tabi tutulmuştur. Daha önce değinildiği gibi gerek gerçekleştirilen testlerin yansızlığı, gerekse bu tarihte yaşanan borsalar krizinin ve ardından yaşanan mali serbestleşme kararlarının etkilerini görebilmek açısından bu yöntem amaçlarımıza uygun düşmektedir. Bunun nedenlerini aşağıda tekrar ele alacağız.

A. Birim Kök Testleri Sonuçları

Kukla değişkenin yer almadığı 1986:01-1999:04 dönemi, Ekim 1987 Öncesi ve Ekim 1987 Sonrası modellerde birim kökün varlığını test edebilmek için Donaldo ve diğerleri tarafından önerilen ardışık test yöntemi kullanılmıştır¹⁴. Bu yöntemde trend ve sabit terim içeren genel bir spesifikasyonla test süreci başlatılmaktadır. Buna göre test edilecek ilk hipotez trend ve kayma parametresi içeren model olmaktadır. Eğer bu test sonucunda birim kökün varlığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilemiyorsa, trend teriminin istatistiksel olarak testi gerçekleştirilmekte, eğer sıfır hipotezi yine reddedilemiyorsa bu kez trend içermeyen model tahmin edilmekte sabit terim istatistiksel olarak test edilmektedir ve test bu şekilde sürdürülmektedir. Eğer önceki tüm hipotezler reddedilememiş ise, test edilecek son hipotez kayma parametresi ve trend içermeyen, yani serinin tesadüfi olduğu şeklindeki hipotezdir. Doğal olarak bu durumda alternatif hipotez serinin sıfır ortalamaya sahip durağan AR(1) süreci özelliği gösterdiği şeklinde ifade edilecektir.

¹⁴ J.Donaldo ve diğ., "Cointegration and Unit Roots: A Survey", *Journal of Economic Surveys*, Vol.4, Yıl 1990, s.249-273.

Aşağıda yer alan Tablo 1 sözü edilen üç modele ilişkin ADF test sonuçlarını özetlemektedir. Testlerin gerçekleştirilmesinde kullanılan gecikme yapıları ilk farklara ilişkin otokorelasyon fonksiyonunun incelenmesi ve gerekli diagnostik testlerin gerçekleştirilmesi sonucu tespit edilmiştir¹⁵. Öte yandan modelin tahmininde kullanılan regresyon eşitliği de, yani trend ve sabit terim kullanılıp kullanılmadığı da tablodan izlenebilir.

Gerçekleştirilen ADF testi sonuçlarına göre kullanılan 6 adet ulusal hisse senedi fiyat indeksinin tümünde en azından bir adet birim kök bulunduğu şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememektedir. Buna göre, gerçekleştirilen durağanlık testleri söz konusu indekslerin birinci farkların alınması ile durağan hale geldiğini ve düzeylerinde durağan olmayan bir yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Bir diğer deyişle sözü edilen değişkenlere ait zaman serilerinin her biri düzeylerinde en az bir adet birim kök içermektedir. Tablonun incelenmesinde görülebileceği gibi, bu sonuç ele alınan her üç model için de geçerlidir.

TABLO 1
Birim Kök Test Sonuçları

Ülke	Lag	(1986:01 - 1999:04)		Sabit	Trend
		ADF (τ)	ADF (q_1)		
Arjantin	13	0.383	---	---	---
Güney Kore	9	0.395	---	---	---
Meksika	15	1.980	---	---	---
Malezya	10	0.288	---	---	---
Portekiz	6	0.890	---	---	---
Türkiye	14		0.581	x	---
(1986:01 - 1987:10)					
Arjantin	3	1.612	---	---	---
Güney Kore	4	0.835	---	---	---
Meksika	1	0.348	---	---	---
Malezya	2	0.035	---	---	---
Portekiz	7	0.737	---	---	---
Türkiye	2	0.767	---	---	---
(1987:12 - 1999:04)					
Arjantin	7	1.032	---	---	---
Güney Kore	5	0.368	---	---	---
Meksika	16	1.935	---	---	---
Malezya	8	0.508	---	---	---
Portekiz	2	0.620	---	---	---
Türkiye	8	1.997	---	---	---

¹⁵ Söz konusu otokorelasyon fonksiyonları ve incelemede kullanılan diagnostik test sonuçları istek üzerine yazardan elde edilebilir.

Daha önce değinildiği gibi, incelenen bir zaman serisinde bilinen bir yapısal kayma söz konusu olması halinde bunun birim kök testine nasıl dahil edileceği hususunda Perron tarafından önerilen yöntem yansız sonuçlar vermektedir. Tablo 2, daha önce (4) nolu eşitlikte verilen Perron'un yapısal kayma testinin sonuçlarını özetlemektedir. Gerçekleştirilen Perron testinde sıfır hipotezi birim kök sürecinde bir kerelik (geçici) bir kayma olduğu, alternatif hipotez ise trend durağan olan süreçte sabit terimin bir kerelik bir değişim gösterdiği şeklindedir¹⁶. Bu tahmin sürecinde de, daha önce olduğu gibi, uygun lag yapısının belirlenmesinde birinci farklara ilişkin otokorelasyon fonksiyonları incelenmiş ve gerekli diagnostik testler gerçekleştirilerek Tablo 2'nin ilgili sütununda belirtilen lag yapıları elde edilmiştir.

<u>Ülke</u>	<u>Lag</u>	<u>Test İstatistiği</u>
Arjantin	13	-2.061
Güney Kore	9	-2.186
Meksika	15	-1.433
Malezya	10	-1.992
Portekiz	6	-1.149
Türkiye	10	-0.702

Perron testi sonuçlarına göre incelenen ulusal hisse senedi indekslerinin tümünde birim kök bulunduğu şeklindeki sıfır hipotezini reddedebilmek mümkün değildir. Bu nedenle eşbütünleşme analizi gerçekleştirilirken eğime ilişkin kukla değişkeninin modele dahil edilmesi gerekmektedir.

Ele alınan dört modele ilişkin birim kök testi sonuçları, her bir modelde yer alan altı adet hisse senedi fiyat indeksinin birim kök taşıdığını göstermektedir. Dolayısıyla bundan sonraki aşama söz konusu zaman serilerinin potansiyel eşbütünleşik yapılarının incelenmesidir.

¹⁶ İncelenen zaman serilerinde iki adet yapısal kayma olabileceği varsayılmıştır. Bunlardan ilki 1987 yılında yaşanan borsa çöküntüsü dönemi, ikincisi ise 1994 yılında Latin Amerika ülkelerinin bazılarında ve Türkiye'de yaşanan finansal krizdir. Ancak 1994 yılındaki finansal krizlere ilişkin kukla değişken istatistiki olarak geçersiz sonuçlar verdiği için model dışında bırakılmıştır.

B. Eşbütünleşme Testleri

Birim kök testlerinin sonuçlarına göre incelenen zaman serilerinin tamamında birim kökün varlığının tespit edilmiş olması, mevcut veri setinde eşbütünleşik ilişkinin var olabileceğini gündeme getirmektedir. Uzun dönemli bu ilişkinin test edilebilmesi için Johansen tarafından önerilen maksimum benzerlik yöntemine ilişkin araçlar kullanılacaktır. Johansen tarafından geliştirilen bu yöntemde, daha önce (5) nolu eşitlikte verilen türdeki bir vektör hata düzeltme modeli (VECM) kullanılmaktadır.

Eşbütünleşik vektörde sabit terimin bulunduğu şeklindeki hipotezin, vektörde sınırlandırılmamış bir kayma olduğu şeklindeki alternatif karşısında test edilebilmesi için gerçekleştirilen maksimum benzerlik testlerinin sonuçları aşağıda yer alan Tablo 3'te verilmektedir. Tabloya göre VECM modelinin nihai spesifikasyonunda, kukla değişken kullanılan ve kullanılmayan modellerde sınırlandırılmamış bir kayma olduğu, bir diğer deyişle sabit terim kullanılmaması gerektiği anlaşılmaktadır. Öte yandan Ekim 1987 öncesi ve Ekim 1987 sonrası olarak adlandırdığımız modellerde ise eşbütünleşik vektörün bir sabit terim içermesinin uygun olacağı anlaşılmaktadır. Tahmin edilen VAR modellerinde kullanılan gecikme yapısı daha önce sözü edilen yöntemle tespit edilmiştir.

TABLO 3		
Kullanılan Modellerde		
Kısıtlanmış ve Kısıtlanmamış Kaymanın Varlığı		
Model	Test İstatistiği	Sonuç
1986:01 - 1999:04	24.232	Kısıtlanmamış
1986-1999 + Kukla	27.041	Kısıtlanmamış
1986:01 - 1987:10	8.122	Kısıtlanmış
1987:12 - 1999:04	12.659	Kısıtlanmış

Tahmin edilecek modellerde sabit terimin bulunup bulunmayacağını tespit etmeye dönük testlerden sonra, eşbütünleşme testlerinin sonuçlarını incelemeye geçebiliriz. Johansen tarafından önerilen ve kritik değerleri Johansen-Juselius tarafından hesaplanmış olan iz (trace) testleri ve maksimum özdeğer (maximum eigenvalue) testlerinin sonuçları Tablo 4,5,6 ve 7'de verilmektedir. Sözü edilen bu tablolar sırasıyla 1986:01-1999:04 dönemi için kukla değişken kullanılmaksızın, 1986:01-1999:04 dönemi için eğime ilişkin kukla değişken kullanılarak, Ekim 1987 öncesi ve Ekim 1987

sonrası dönemler için gerçekleştirilen eşbütünleşme testlerinin sonuçlarını özetlemektedir.

TABLO 4
Eşbütünleşme Testi Sonuçları
(1986:01 - 1999:04)

Lag = 4					
<u>Özdeğer</u>	<u>Ho:rank=p</u>	<u>İz</u>	<u>Maksimum Özdeğer</u>		
0.218	r=0	85.621(*)	175.505(*)		
0.159	r<=1	50.367	89.884		
0.102	r<=2	25.448	39.517		
0.041	r<=3	10.028	14.069		
0.027	r<=4	4.004	4.041		
0.000	r<=5	0.037	0.037		

<u>Normalleştirilmiş Eşbütünleşik Vektör</u>					
Arjantin	G.Kore	Meksika	Malezya	Portekiz	Türkiye
1.000	24.422	-6.887	-16.660	-1.185	0.911
<u>Uyum Katsayıları</u>					
Arjantin	G.Kore	Meksika	Malezya	Portekiz	Türkiye
0.013	0.321	-0.091	-0.219	-0.015	-0.012

* %5 anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklılığı gösterir

TABLO 5
Eşbütünleşme Testi Sonuçları
(1986:01 - 1999:04)+KuklaDeğişken

Lag = 3					
<u>Özdeğer</u>	<u>Ho:rank=p</u>	<u>İz</u>	<u>Maksimum Özdeğer</u>		
0.252	r=0	103.877(*)	222.347(*)		
0.191	r<=1	62.146	118.470		
0.094	r<=2	31.703	56.324		
0.078	r<=3	17.467	24.621		
0.031	r<=4	5.815	7.154		
0.009	r<=5	1.339	1.339		

<u>Normalleştirilmiş Eşbütünleşik Vektör</u>					
Arjantin	G.Kore	Meksika	Malezya	Portekiz	Türkiye
1.000	86.982	40.747	-4.713	137.037	-37.331
<u>Uyum Katsayıları</u>					
Arjantin	G.Kore	Meksika	Malezya	Portekiz	Türkiye
-0.003	-0.314	-0.147	0.017	-0.495	0.135

%5 anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklılığı gösterir

TABLO 6
Eşbütünleşme Testi Sonuçları
(1986:01 - 1987:10)

Lag = 3			
Özdeğer	Ho:rank=p	İz	Maksimum Özdeğer
0.197	r=0	74.889	154.550
0.134	r<=1	43.235	79.661
0.082	r<=2	22.425	36.426
0.043	r<=3	10.193	14.001
0.025	r<=4	3.742	3.898
0.001	r<=5	0.156	0.156

Eşbütünleşik vektör bulunamamıştır.

TABLO 7
Eşbütünleşme Testi Sonuçları
(1987:12 - 1999:04)

Lag = 3			
Özdeğer	Ho:rank=p	İz	Maksimum Özdeğer
0.269	r=0	127.264 (*)	314.086(*)
0.214	r<=1	84.635	186.822
0.140	r<=2	51.943	102.187
0.117	r<=3	31.464	50.244
0.072	r<=4	14.493	18.780
0.001	r<=5	4.287	4.287

Normalleştirilmiş Eşbütünleşik Vektör

	G.Kore	Meksika	Malezya	Portekiz	Türkiye
Arjantin	1.000	0.361	-6.229	3.017	8.348 -3.978

Uyum Katsayıları

	G.Kore	Meksika	Malezya	Portekiz	Türkiye
Arjantin	-0.075	0.027	-0.468	0.227	0.627 -0.298

* %1 anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklılığı gösteri

Elde edilen Johansen eşbütünleşme testlerinin sonuçlarına göre, teste tabi tutulan dört adet modelin üçünde incelenen altı adet değişken (yani Arjantin, Güney Kore, Meksika, Malezya, Portekiz ve Türkiye'ye ilişkin hisse senedi fiyat indeksleri) arasında tek bir eşbütünleşik vektör olduğu şeklindeki hipotez reddedilememektedir. Hem iz testi hem de maksimum özdeğer testi sonuçları incelenen dönemin tamamına ilişkin modellerde (kukla değişken içeren ve içermeyen) %5 anlamlılık düzeyinde, Ekim 1987 sonrası modelde ise %1 anlamlılık düzeyinde bir adet eşbütünleşik vektörün varlığını göstermektedir. Bu durumda gerçekleştirilen testler, sadece Ekim 1987 öncesi modelinde söz konusu değişkenler arasında uzun dönemde durağan bir ilişki tespit edebilmekte başarısız olmuştur. Görüldüğü gibi, en

azından Ekim 1987' de yaşanan borsa çöküntüsünden sonra incelenen indeksler arasında uzun dönemde durağan bir denge ilişkisinin varlığını kabul etmek gerekmektedir. Ekim 1987 öncesi döneme ilişkin uzun dönemde durağan bir ilişki tespit edilememiş olması, söz konusu ülkelerdeki sermaye piyasalarının bu dönem için henüz tam olarak tekamül etmemiş olması ve sermaye piyasalarının oldukça kısıtlayıcı bir yasal çerçevede çalışıyor olmasıdır. Öte yandan uluslararası sermaye, yatırım ve ticarete konulmuş olan kısıtlamalar da söz konusu dönemde uzun dönemli bir durağan ilişki elde edilememesinde etkili olabilir. Nitekim Ekim 1987 sonrası olarak adlandırılan modelde eşbütünleşik bir vektörün varlığının tespit edilmiş olması bu yaklaşımımızı desteklemektedir. Bilindiği gibi bu tarihten sonra, Türkiye de dahil olmak üzere, finansal sistemde liberalizasyona dönük önlemler devreye sokulmuş ve sermaye hareketlerine getirilmiş olan kısıtlamaların kaldırılması yönünde düzenlemeler gerçekleştirilmiştir.

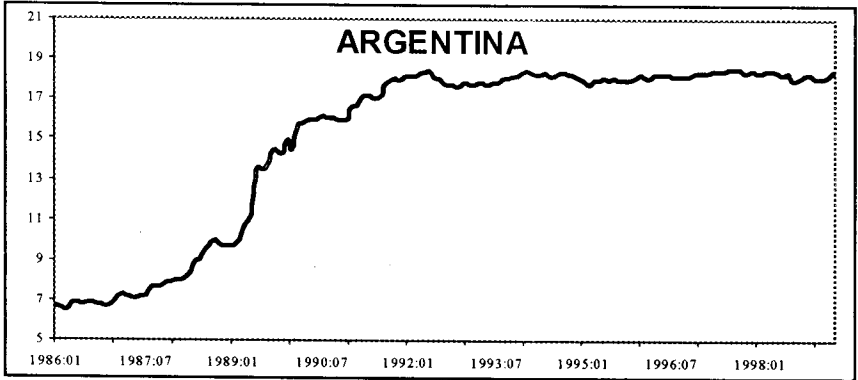
İlgili tabloların incelenmesinde dikkat çeken bir diğer husus ise uzun dönem dengesine doğru ortalama uyum hızının ekim 1987 sonrası modelde tüm dönemi içeren modellere göre daha yüksek çıkmasıdır. Öte yandan dikkat edilirse uzun dönem dengesine doğru ortalama uyum hızı en düşük olan ülke her üç modelde de Türkiye'dir. Bu durum uluslararası yatırımcıların İMKB'de henüz yeterince yer almadıklarının bir göstergesi ve sonucu olarak değerlendirilebilir.

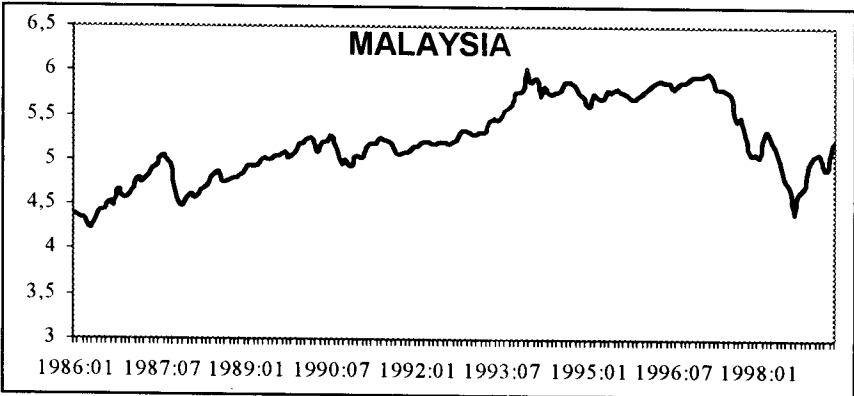
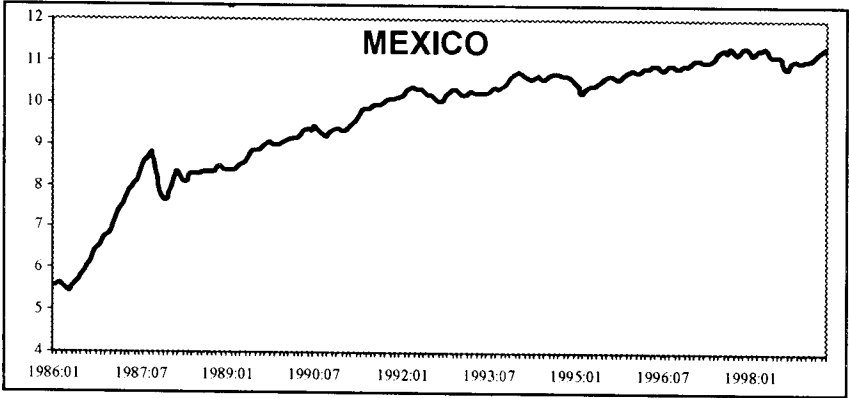
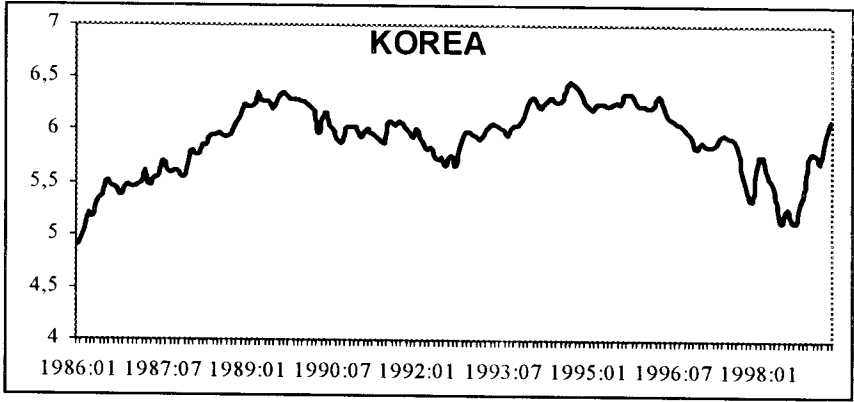
SONUÇ

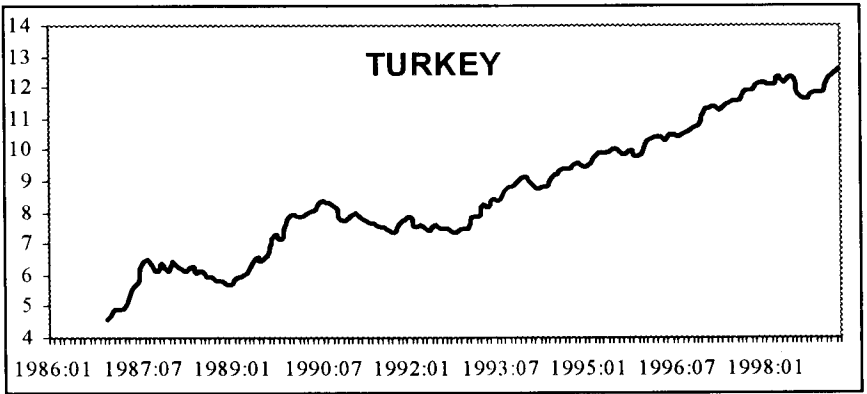
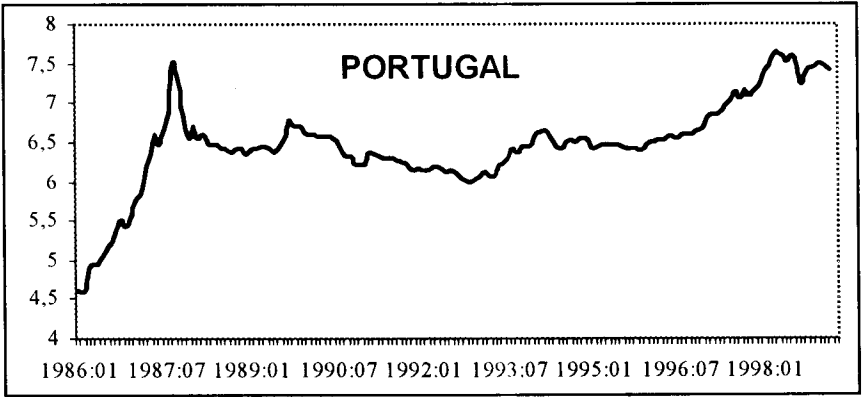
Bu çalışmada, International Finance Corporation tarafından yükselen piyasalar içerisinde ön sıralara oturtulan beş ülke (Arjantin, Güney Kore, Meksika, Portekiz ve Malezya) ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında, ulusal fiyat indeksleri bağlamında uzun dönemde bir ilişki olup olmadığı 1986:01 - 1999:04 dönemi çerçevesinde incelenmiştir. Johansen tarafından geliştirilen çok değişkenli eşbütünleşme analizi aracılığı ile dört farklı model tahmin edilmiştir. Ele alınan dönemin tamamını kapsayan ilk iki model arasındaki fark, tahmin edilen ikinci model Ekim 1987 tarihinde yaşanan global borsa krizinin potansiyel etkilerini görebilmek için dahil edilen kukla değişkendir. Tahmin edilen diğer iki model ise incelenen dönem ikiye ayrılmış ve 1986:01 - 1987:10 dönemi ve 1987:12 - 1999:04 dönemi ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Gerçekleştirilen eşbütünleşme testleri, incelenen dönemin tamamını kapsayan her iki modelde ve Ekim 1987 sonrası modelde,

ele alınan ülkelere ilişkin ulusal hisse senedi fiyat indeksleri arasında uzun dönemde durağan bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Öte yandan elde edilen sonuçlar, yukarıda sözü edilen Ekim 1987 öncesi modelde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı hipotezi reddedilmiştir. Bu sonuç 1987 öncesi dönemde, incelenen ülkelerin büyük bölümünün henüz derinleşme aşamasına gelmemiş ve oldukça kısıtlayıcı düzenlemeler altında çalışan sermaye piyasalarına sahip olmalarının bir sonucu olarak değerlendirilebilir. Ancak geliştirilen diğer üç modelden elde edilen sonuçların söz konusu altı ülkenin sermaye piyasaları arasında uzun dönemde durağan bir ilişkinin varlığına işaret etmesi yükselen piyasalar olarak adlandırılan bu finansal piyasalar arasında bir bütünleşmenin yaşandığını ortaya koymaktadır. Bu tespit esas alındığında, yükselen piyasaların içinde bulunduğu finansal koşulları yansıtan temel bazı ekonomik faktörlerin tüm piyasaları sistematik olarak etkilediğini ve hisse senedi fiyatlarının da aynı yönde değiştiğini söylemek mümkündür. Buna göre, piyasalardaki kontrollerin azaltılması, alış-satış yöntemlerindeki ve iletişimdeki teknolojik gelişmeler, finansal ürünlerde ve hizmetlerde yaratılan yenilikler ve çokuluslu şirketlerin uluslararası faaliyetlerindeki artışlar farklı ülkelerdeki hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönem ilişkilerini etkilemektedir. Bu piyasalar gelişmiş ülkelerdeki sermaye piyasalarından daha farklı kültürel, kurumsal ve yönetsel ortamlarda faaliyet gösterdikleri için, bunlara ilişkin cevaplandırılması gereken bir çok ekonomik soru daha yakından incelenmelerini gerektirmektedir.

EK:Kullanılan Zaman Serleri







YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Ballie,R.-T.Bollerslev, “Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates”, *Journal of Finance*, Vol.44, Yıl 1989, s.167-181.
- Corhay,A. ve diğ., “Long-Run Behaviour of Psific Basin Stock Prices”, *Applied Financial Economics*, Vol.5, Yıl 1995, s.11-18.
- Dickey,D.-W. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Associates*, Vol.74, Yıl 1979, s.427-431.
- Dickey,D.-W. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol.49, Yıl 1981, s.1057-1072.
- Donaldo,J.ve diğ., ”Cointegration and Unit Roots: A Survey”, *Journal of Economic Surveys*, Vol.4, Yıl 1990, s.249-273.
- Dwyer,G.-M. Wallance, “Cointegration and Market Efficiency”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.11, Yıl 1992, s.318-327.
- Enders,W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, New York, 1995.
- Engle, R.F. - C.W.J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representa-tion, Estimating and Testing”, *Econometrica*, Vol.55, Yıl 1987, s.251-276.
- Eun,C.S.-S.Shim, “International Transmission of Stock Market Movements”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.24, Yıl 1989, s.241-256.
- Fuller,W., *Introduction to Statistical Time Series*, John Willey and Sons, New York, 1976.
- Hakkio,C.-M.Rush, “Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.8, Yıl 1989, s.75-88.

Hamao,Y. ve diğ., “Correlation in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets”, *Review of Financial Studies*, Vol.3, Yıl 1990, s.281-307.

Jeon,B.-G.M.VonFurstenberg, “Growing International Co-movement in Stock Price Indices”, *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol.30, Yıl 1990, s.15-31.

Johansen,S. “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”,*Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, Yıl 1988, s.231-254.

Johansen,S.- K. Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.52, Yıl.1990, s.169-210.

McDonald,R.-M. Taylor, “Foreign Exchange Market Efficiency and Cointegration: Some Evidence from the Recent Float”, *Economic Letters*, Vol.29, Yıl 1989, s.63-68.

Perron,P., “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, Vol.57, Yıl 1989, s.1361-1401.