

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) İçin Zayıf Etkinlik Sınaması : Stokastik Birim Kök ve Kalman Filtre Yaklaşımı

Ferhan ÇEVİK*

Yeliz YALÇIN**

ABSTRACT

In this study, the weak efficiency of the Istanbul Stock Exchange (ISE) National 100 Price Index was investigated using weekly data between 1986-2002 period employing Random Walk Process. As an alternative to the previous studies concerning the weak efficiency of ISE, stochastic unit root analysis was performed for price changes. Secondly, roots for each time point were estimated by Kalman Filter Method. Thus, weak efficiency of the ISE was determined for each time point instead of a periodic determination. Moreover, with the exception of 1987, ISE data was not seen to be weak in efficiency.

1. GİRİŞ

Elde edilebilen bilgilerin fiyatlara tam olarak yansıtıldığı bir piyasa etkin pazar olarak adlandırılır. Etkin Pazar Hipotezi, menkul kıymete ilişkin sağlanabilen tüm bilginin fiyata tamamen yansıdığı ya da fiyatın tüm elde edilebilir bilgiyi tamamen yansıtması şeklinde tanımlanabilir. Fama (1970) etkin sermaye piyasalarını incelemiş ve hisse senedi fiyatlarının değişimini üç ayrı grupta toplamıştır. Bunlardan ilki zayıf etkin pazar hipotezidir ve menkul kıymetin geçmişine ilişkin tüm bilginin fiyata yansımış olduğu durumdur. Bu nedenle geçmişe ait fiyat hareketlerini inceleyerek belirli dönemsel tekrarları saptamaya çalışmak gibi çabaların, gelecekteki fiyatları belirlemek açısından hiçbir değeri olmamaktadır. Zayıf etkin pazar hipotezi, birim kökün test edilmesine yöneliktir. İkinci grup yarı güçlü etkin pazar hipotezidir ve halka açık tüm bilginin menkul kıymet fiyatlarına yansımış olduğu durumdur. Üçüncüsü ise güçlü etkin pazar hipotezidir ve hem halka açık bilginin hem de şirket içi bilgilerin menkul kıymet fiyatlarına yansımış olduğu durumdur.

Zayıf etkin bir pazarda fiyat değişimlerinin tamamen rastgele olarak oluştuğu ve fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olduğu varsayımları yapılmaktadır. O halde, zayıf etkin bir pazarda fiyat değişimlerinin rastgele yürüyüş sürecine uygun olduğu söylenebilir. Dolayısıyla, böyle bir pazarın

* Yrd.Doç.Dr., Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi.

** Arş.Gör. Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü.

varlığı ya da pazarın zayıf etkin oluşunun saptanması, rastgele yürüyüşün test edilmesi ile sağlanacaktır.

Rastgele yürüyüş, hisse senedinin gerçek değerinden kısa dönemli (günlük ya da haftalık) sapmaların tesadüfi olduğunu söyler. Bu nedenle kısa dönemde rastgele yürüyen hisse senedi fiyatının, uzun dönemde yukarıya ya da aşağıya doğru hareket edeceğine inanmak mümkündür. Başka bir ifadeyle, rastgele yürüyüş, uzun dönemli trendler ve fiyat düzeylerinin belirlenmesi hakkında bir şey söylemez, yalnızca kısa dönem fiyat değişimlerinin bağımsız olduğunu söyler (Karaşin, 1987:76-87). Özetle, rastgele yürüyüş modeli, hisse senedi fiyatlarındaki değişikliklerin geçmiş dönem bilgilerinin anlamlı bir şekilde gelecekteki fiyatları tahmin etmede kullanılamayacağını söyler. Bununla birlikte hisse senetlerinin gösterdikleri fiyat değişikliklerine kesin bir açıklama getirmemekle birlikte, bu fiyat değişikliklerinin birbirlerine olan bağıllık derecesinin önemli sayılmayacak kadar az olduğunu savunur (Kıyılar, 1997: 117-119).

Menkul Kıymetler Borsasının incelenmesi başlı başına bir araştırmanın kapsamını dolduracak genişliktedir. Bunun için Türkiye'de arz ve talebin önemli merkezlerinden biri olan İMKB endeks ve hisse senetleri açısından inceleme konusu olmaktadır (Kasap 1998, Metin ve diğerleri 1997). Fakat İMKB'nin zayıf etkinliğini inceleyen çalışmaların sayısı fazla değildir. Ayrıca Türk sermaye piyasasında zayıf etkinlikle ilgili yapılan testler henüz çok sınırlı sayıdadır. Uygulamalı çalışmalarda İMKB'nin zayıf etkinliği regresyon (serial korelasyon) ve run testi ile araştırılmaktadır. Öncel (1993), İMKB'de işlem gören 43 adet hisse senedinin Ocak 1988 ve Şubat 1993 yıllarına ait günlük kapanış fiyatlarını filtre testine tabi tutmuştur. Araştırma sonucunda İMKB'nin henüz daha zayıf şekilde etkin olmadığı görülmüştür. Köse (1993) çalışmasında 1990-1991 yılları arasındaki günlük kapanış fiyatlarından oluşan veriler kullanılarak İMKB de işlem gören 45 firma filtre testine tabi tutulmuştur. Sonuç olarak etkin pazar kuramının zayıf şeklinin geçerli olmadığı görülmüştür. Metin, Muradoğlu ve Yazıcı (1997) çalışmasında da 4 Ocak 1988 - 27 Aralık 1996 tarihleri arasında günlük kapanış fiyatları ile İMKB'nin zayıf etkinlikleri, rastgele yürüyüş testi ve haftanın günleri etkisi kullanılarak sınanmıştır. Araştırmada ele alınan dönem ; kriz öncesi , kriz, kriz sonrası dönem ve takas işlemlerinin bir tam iş günü ve iki tam işgünü olduğu dönemler olmak üzere 5 ayrı alt döneme ayrılmıştır. Rastgele yürüyüş modeli ele alınan tüm dönemler için reddedilmiş olup, sınamalar zayıf etkinliğin de reddi yönünde sonuç vermektedir. Haftanın günleri testinin Cuma ve Pazartesi günleri etkisini teyid etmesi ile de piyasanın etkisizliği sonucu ortaya çıkarılmıştır. İMKB'nin zayıf etkin olmadığı yönündeki bu çalışmaların aksine Özün (1999) çalışmasında 1987-1998 yılları arasına İMKB Ulusal-100 Endeksi günlük verilerini

kullanarak İMKB'nin zayıf formda etkinliği incelenmiş ve 1995 ve 1996 yılları hariç, 1987 ve 1998 yılları arasında İMKB'nin zayıf formda etkin olduğu gösterilmiştir. Bu çalışmada kaos teorisi, ekonometrideki çeşitli heteroskedastik modeller ve finansal teorideki etkin piyasa hipotezi kullanılmıştır. Bakırtaş ve Karbuç (2000) ise İMKB indeksinin seyrine etki edebilecek faktörleri ekonometrik olarak incelemiş ve İMKB'nin zayıf yönde etkin olduğunu belirtmiştir.

İMKB'nin zayıf etkinliği ile ilgili yapılan çalışmaların sonuçlarındaki çelişki, incelenen dönem, değişken (İMKB fiyat endeksinin logaritması veya İMKB fiyat endeksinden hesaplanan fiyattaki değişim) ve kullanılan yöntemlerdeki farklılaşma ile açıklanabilir. Buna karşın, birim kök sınamasından elde edilen bulgular üzerine İMKB'nin zayıf etkin olduğu sonucuna ulaşılan çalışmalarda, fiyat endeks değerinin kullanılmış olması, zayıf etkin piyasa hipotezinde fiyat değişimlerinde birim kök araştırması yapılması gerektiğinden, aldatıcı sonuçlar olarak değerlendirilebilir. Ayrıca, alınan dönemlerin bir bütün olarak incelenmesi, dönemsel olarak meydana gelen değişimlerin göz ardı edilmesine neden olmaktadır. Veya dönemsel ayırımların önsel bilgi çerçevesinde yapılmış olması verilere yönelik bir analizle bilgilerin elde edilmesini engellemektedir.

Bu çalışmada daha önce yapılan çalışmalardan farklı olarak, rastgele yürüyüş, geleneksel Dickey- Fuller (1981) birim kök testi ile değil Leybourne, McCabe, Tremayne (1996) ve Leybourne, McCabe, Mills (1996) tarafından geliştirilmiş olan stokastik birim kök testi ile sınanmış ve kökler her bir zaman noktası için Kalman Filtre yöntemiyle tahmin edilmiştir. Böylece, İMKB'nin zayıf etkinliğinin belirli periyodlar için ayrı ayrı değerlendirilmesi mümkün olmuştur. Çalışma 7 Şubat 1986 ve 24 Mayıs 2002 dönemlerini kapsayan haftalık fiyat değişimleri verilerinden oluşmaktadır.

Çalışmanın izleyen bölümlerinin organizasyonu şöyledir. İkinci bölümde çalışma kapsamında yer alan İMKB Ulusal 100 fiyat endeksine ait veri setinin tanımlanması ve bu değişkenin zaman serisi özellikleri incelenmiştir. Üçüncü bölümde stokastik birim kökün nasıl araştırılacağı ve kökün tahmininde kullanılan Kalman Filtre yöntemi ele alınmıştır. Dördüncü bölümde ise zayıf etkinlik için yapılan test sonuçları, kök tahmini için kullanılan durum-uzay modeli ve ampirik bulgular yer almaktadır. Çalışma ampirik sonuçların değerlendirildiği beşinci bölüm ile sona ermektedir.

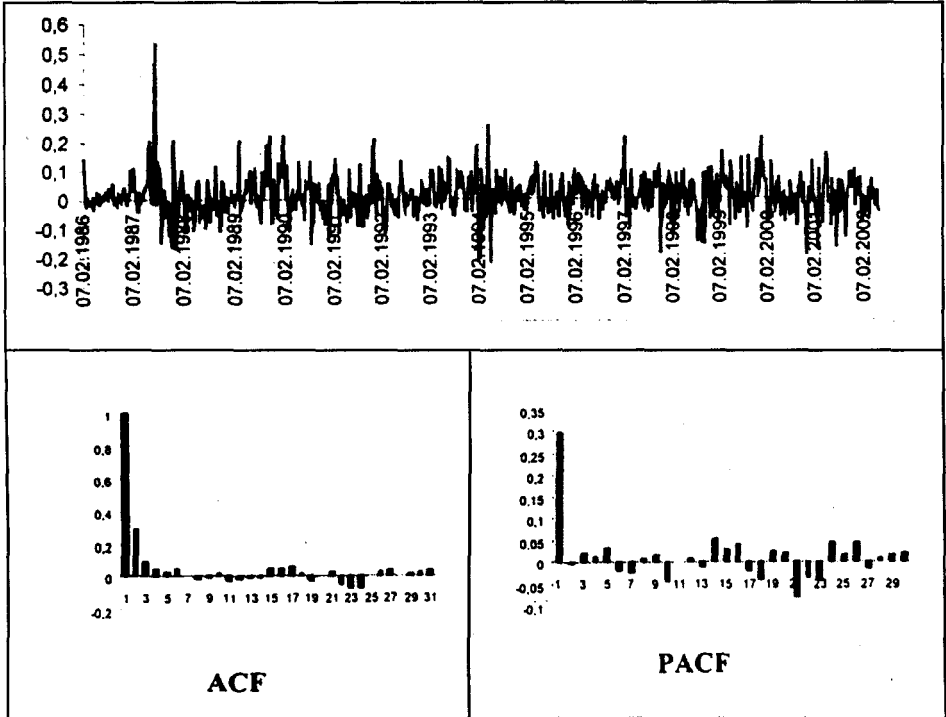
2. VERİ SETİ VE ZAMAN SERİSİ ÖZELLİKLERİ

Çalışmada 7 Şubat 1986 ve 24 Mayıs 2002 dönemleri arasında İMKB Ulusal 100 Endeksinin kapanış fiyatlarıyla haftalık değerlerinden oluşan 851

gözlem kullanılmıştır. Söz konusu veriler, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası veri tabanından sağlanmıştır. Rastgele yürüyüşün, hisse senedinin gerçek değerinden kısa dönemli (günlük ya da haftalık) sapmaların tesadüfi olduğunu söylemesi nedeniyle çalışmada haftalık veriler tercih edilmiştir.

İMKB'nin zayıf formda etkin olup olmadığının araştırılmasında, fiyat değişimlerinin kullanılması gerekmektedir. Bunun için İMKB Ulusal 100 fiyat endeksinin logaritmik birinci sıra farkı alınmıştır. Haftalık fiyatlar P_t olmak üzere logaritmik birinci sıra farklar fiyattaki değişim oranlarına (∇P_t) karşılık gelmektedir. Elde edilen fiyat değişimlerinin zamana göre eğilimi ile otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının grafikleri Şekil 1 de verilmiştir.

Şekil 1. Fiyat Değişimlerinin Zamana Göre Eğilimi ile Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Grafikleri



Şekil 1. incelendiğinde, fiyat değişimlerine ilişkin zamana göre genel eğiliminin belirli bir ortalama etrafında dalgalanma şeklinde olduğu görülmektedir. Buna karşın 1987 yılının Temmuz ayında ani bir yükseliş olduğu ve yine bazı dönemlerde dalgalanma boyunun genel eğilimden daha büyük seyrettiği dikkati çekmektedir. Ayrıca, otokorelasyon fonksiyonunun (ACF) gecikme $k=2$ den sonra hızlı bir şekilde sifıra yaklaşması fiyat değişimlerinin sezgisel olarak

durağan olduğuna işaret etmektedir. Buna ilaveten, kısmi otokorelasyon fonksiyonunun (PACF) gecikme $k=1$ den sonra istatistiksel olarak sıfır olduğu görülmektedir. İncelenen dönemde gerçekleşen fiyat değişimlerinin incelenmesi sonucu elde edilen bulgular, veri üretim sürecinin birinci sıra otoregressif (AR(1)) modeline uygun olduğunu göstermektedir.

Fiyat değişimlerinin birim kök içerip içermediği ise Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dikey-Fuller (ADF) testi ile araştırılmıştır. Bunun için kullanılacak ADF regresyon eşitliği en genel haliyle

$$\nabla^2 P_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \nabla P_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \nabla^2 P_{t-j} + v_t \quad (1)$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada, $(\nabla^2 P_t)$ fiyat değişimlerinin birinci sıra farkına diğer bir ifadeyle İMKB Ulusal 100 fiyat endeksinin logaritmik ikinci sıra farkına, "t" deterministik trend değişkenine ve "k" bağımlı değişkenin gecikme uzunluğuna karşılık gelmektedir. Gecikme yapısı k'nın seçiminde uygulanacak genel kural, "serbestlik derecesini dikkate alacak şekilde nispeten küçük ancak otokorelasyonun varlığını hesap edecek kadar da büyük olmalıdır" şeklindedir. Uygun gecikme uzunluğu model seçim kriterleri (Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri, Hannan-Quinn Kriteri vb.) kullanılarak veya genelden özele yaklaşımı çerçevesinde Olabilirlik-Oran (LR) testi vasıtasıyla ya da Campbell ve Perron (1991) tarafından önerilen yaklaşım benimsenerek belirlenebilir. ADF regresyon eşitliğinde, $\beta_2=0$ sıfır hipotezi ∇P_t değişkeninin birim köke sahip olduğu iddiasına karşılık gelmektedir. Böylece $\beta_2=0$ sıfır hipotezinin $\beta_2 < 0$ alternatif hipotezine karşı testinde sıfır hipotezinin reddedilmesi ∇P_t değişkeninin birim kök içermediğine ilişkin bir kanıt olacaktır. Tek bir parametreye ilişkin hipotezin testi söz konusu olduğunda doğal seçim t-istatistiği olarak düşünülebilir. Ancak, ADF eşitliği için t-istatistiğinin dağılımı sola çarpık olmaktadır (Dickey ve Fuller, 1981). Böylece, kritik değer t-dağılımına oranla daha küçüktür. Dickey ve Fuller, t-istatistiği dağılımı için kritik değerler tablosunu Monte Carlo yaklaşımı çerçevesinde hesaplamışlardır. $\beta_2=0$ sıfır hipotezi altında elde edilen t istatistiği kritik değerden küçük ise fiyat değişimleri birim kök içermemektedir sonucuna varılır. Kritik değerler, (1) eşitliğindeki deterministik bileşenlerden kesim katsayısı ve trend olmadan ($\beta_0 = \beta_1 = 0$), sadece kesim katsayılı ($\beta_0 \neq 0; \beta_1 = 0$), ve hem kesim katsayılı hem de trendli ($\beta_0 \neq 0; \beta_1 \neq 0$) olmak üzere üç durum için mevcuttur.

Fiyat değişimleri için gerçekleştirilen ADF birim kök testinde uygun gecikme uzunluğu maksimum gecikme 24 olmak üzere AIC ile belirlenmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 1 de verilmiştir.

Tablo 1. ADF test sonuçları

	Gecikme Uzunluğu	ADF ⁽¹⁾	ADF ⁽²⁾	ADF ⁽³⁾
Fiyat Değişimleri İçin Birim Kök Testi Sonuçları	20	-5.37*	-6.12*	-6.18*

(1) ADF eşitliği hiçbir deterministik değişken içermemektedir.

(2) ADF eşitliği kesim katsayısı içermektedir

(3) ADF eşitliği kesim katsayısı ve trend içermektedir

* $\alpha = 0.01$ anlamlılık düzeyinde seri birim kök içermemektedir

Deterministik bileşenlerin alternatif tanımlamaları için gerçekleştirilen ADF birim kök testleri sonucunda sıfır hipotezi $\alpha=0.01$ anlamlılık düzeyinde reddedilmiş ve böylece fiyat değişimlerinin birim kök içermediğine diğer bir ifadeyle durağan olduğuna karar verilmiştir.

3. STOKASTİK BİRİM KÖKÜN ARAŞTIRILMASI VE KALMAN FİLTRE YÖNTEMİ

3.1. Stokastik Birim Kökün Araştırılması

Serilerin zaman içinde bazen durağan olmasına bazen de durağan olmasına izin veren birim kökler stokastik birim kök (STUR: Stochastic Unit Root) olarak adlandırılmaktadır. Uygulamalı çalışmalarda sıkça kullanılan standart ADF testi, serideki birim kökün stokastik veya deterministik ayrımını yapamamaktadır. Leybourne, McCabe and Tremayne (1996) stokastik birim köke sahip birinci dereceden otoregresif süreci

$$y_t = \rho_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\rho_t \sim \text{iid}(\rho, w^2). \quad (3)$$

biçiminde modellemektedir. Burada ρ_t ler ortalaması ρ , varyansı w^2 olan ve birbirinden bağımsız aynı dağılıma sahip rastgele değişkenler olarak varsayılmaktadır. Benzer şekilde $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ olup ρ_t lerden bağımsızdır. Leybourne, McCabe ve Tremayne (1996), kökün deterministik (sabit) olup olmadığını sınamak için $H_0 : w^2 = 0$ yokluk hipotezine karşı $H_1 : w^2 > 0$ alternatif hipotezini test etmişlerdir. Yokluk hipotezi altında süreç sabit birim köke, alternatif hipotez altında süreç stokastik birim köke sahiptir. Yokluk hipotezinin reddedilmesi ile serideki stokastik birim kökün birden sapmaları çok güçlü olmamaktadır (Bleaney, Leybourne and Mizen 1999). Stokastik birim kökün varlığının sınanmasında elde edilecek istatistik \hat{H}_t^* olmak üzere, test işlemi için izlenecek adımlar aşağıdaki gibidir.

1. Adım:

$$\nabla y_t = \beta + \gamma + \sum_{i=1}^p \phi_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t$$

modelinin en küçük kareler tahmininde $\hat{\varepsilon}_t$ ler elde edilir. Eğer trend katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değil ise modele alınmamaktadır. Ayrıca minimum AIC değerini sağlayan gecikme, otokorelasyon sorununu içermeyen uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir.

2. Adım:

$$\hat{H}_T^* = (1 - \hat{\psi}^2)^{-1/2} \hat{H}_T - \hat{\psi}(1 - \hat{\psi}^2)^{-3/2} \hat{H}_T^*$$

istatistiği elde edilir. Burada

$$\hat{H}_T^* = T^{-3/2} \hat{\sigma}^{-3} \sum_{i=p+3}^T \left(\sum_{j=p+2}^{i-1} \hat{\varepsilon}_j \right)^2 \cdot \hat{\varepsilon}_i$$

$$\hat{H}_T = T^{-3/2} \hat{\sigma}^{-2} K^{-1} \sum_{i=p+3}^T \left(\sum_{j=p+2}^{i-1} \hat{\varepsilon}_j \right)^2 (\hat{\varepsilon}_i^2 - \hat{\sigma}^2)$$

$$\hat{\psi} = \sum \hat{\varepsilon}_i (\hat{\varepsilon}_i^2 - \hat{\sigma}^2) / \left[\sum \hat{\varepsilon}_i^2 \sum (\hat{\varepsilon}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2 \right]^{1/2}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{T}$$

$$\hat{K}^2 = \text{Var}(\hat{\varepsilon}_i) = \frac{\sum (\hat{\varepsilon}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{T}$$

olarak hesaplanmaktadır.

3. Adım:

Elde edilen \hat{H}_T^* değeri tablo değerinden büyük ise sabit birim kök yokluk hipotezi, stokastik birim kök alternatifine karşı reddedilir. Eğer süreç trend içermiyorsa 1.adımdaki model, trend bileşeni olmadan tahmin edilir ve adımlara devam edilir. Kritik değerler sadece sabit ve sabitli- trendli durumlar için Leybourne, McCabe ve Tremayne (1996)'da verilmiştir.

(2) ve (3) ifadeleri, alternatif hipotez altında herhangi başka modellemeye fırsat tanıması nedeniyle sınırlayıcıdır. Bu nedenle Leybourne, McCabe ve Mills (1996)'da stokastik birim kök için yeni bir sınama geliştirmişlerdir.

Burada serideki stokastik birim kökün birden sapmaların yaklaşık gürültü süreci oluşturduğu varsayılmaktadır (Bleaney, Leybourne and Mizen 1999). Bunun için stokastik birim köke sahip birinci dereceden otoregresif süreci aşağıdaki gibi verilmiştir. Model

$$y_t = \alpha_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (4)$$

$$\alpha_t = 1 + \delta_t, \quad (5)$$

olarak verilmekte olup burada δ_t süreci

$$\delta_0 = 0$$

$$\delta_t = \rho \delta_{t-1} + \eta_t \quad , \rho < 1$$

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \eta_t \quad , \rho = 1$$

olarak alınmaktadır. Ayrıca $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ve $\eta_t \sim iid(0, w^2)$ olup birbirleriyle ilişkisizdir. Leybourne, McCabe ve Mills (1996), kökün deterministik (sabit) olup olmadığını sınamak için $H_0 : w^2 = 0$ yokluk hipotezine karşı $H_1 : w^2 > 0$ alternatif hipotezini test etmişlerdir. Yokluk hipotezinin reddilmesiyle serinin stokastik birim köke sahip olduğu kararı verilmektedir ve kökün birden sapmaların güçlü olması beklenmektedir (Bleaney, Leybourne and Mizen 1999). Stokastik birim kökün varlığının sınanmasında elde edilecek istatistik E olmak üzere, test işlemi için izlenecek adımlar aşağıdaki gibidir.

$$\nabla y_t = \beta + \gamma + \sum_{i=1}^p \phi_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t$$

1. Adım:

modelinin en küçük kareler tahmininden $\hat{\varepsilon}_t$ ler elde edilir. Eğer trend katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değil ise modele alınmamaktadır. Ayrıca minimum AIC değerini sağlayan gecikme, otokorelasyon sorununu içermeyen uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir.

2. Adım:

$$E = T^{-3} \hat{\sigma}^{-4} \sum_{t=1}^T \left\{ \left[\sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i \left(\sum_{j=1}^{t-1} \hat{\varepsilon}_j \right) \right]^2 - \hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^T \left(\sum_{j=1}^{t-1} \hat{\varepsilon}_j \right)^2 \right\}$$

eşitliği ile E istatistiği elde edilir.

3. Adım:

Elde edilen E istatistiği tablo değerinden büyük ise sabit birim kök yokluk hipotezi, stokastik birim kök alternatifine karşı reddedilir. Eğer süreç trend içermiyorsa E istatistiği için 1.adımdaki regresyon eşitliği, trend bileşeni olmadan tahmin edilir ve adımlara devam edilir. Kritik değerler sadece sabit ve sabitli- trendli durumlar için Leybourne, McCabe ve Mills (1996) da verilmiştir.

Seride stokastik birim kökün varlığı durumunda bilinen parametre tahmin yöntemlerini kullanmak mümkün olmadığından zaman içinde değişen parametre tahmin yöntemleriyle öngörü yapmak uygun olacaktır. Stokastik birim kök içeren serilerde, öngörü yapmak için Leybourne, McCabe and Mills (1996) ve Granger and Swanson (1997), kök tahmini için Kalman Filtre tekniğinin kullanılmasını önermektedir.

3.2. Kalman Filtre

Stokastik doğrusal dinamik modellerin öngörüsünde ve optimal tahminlerin hesaplanmasında kullanılan Kalman Filtre yöntemi, t zamanındaki kullanılabilir bilgiye dayanarak, t zamanındaki durum vektörünü veya gözlenmemiş bileşenin tahminini ardışık olarak hesaplayan bir yöntemdir. Kalman Filtre yöntemi regresyon katsayısındaki sabitlik varsayımını ortadan kaldırmaktadır (Kalman, 1960). Durum uzayı modelinde esas problem, gözlenemeyen ξ_t durumunu, y_1, y_2, \dots, y_t gözlemlerini kullanarak tahmin etmektir. Bu problem filtreleme olarak bilinir (Jazwinski, 1970). Durum -uzay modeli

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1} \quad (6)$$

$$y_t = A'x_t + H'\xi_t + w_t \quad (7)$$

$$E(v_t v_k') = \begin{cases} Q & , t = k \\ 0 & , \text{diger durumlar} \end{cases}$$

$$E(w_t w_k') = \begin{cases} R & , t = k \\ 0 & , \text{diger durumlar} \end{cases}$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Yukarıdaki durum -uzay modelinde (6) nolu denkleme "durum denklemi" veya "geçiş denklemi", (7) nolu denkleme ise "gözlem denklemi" denir. Durum denklemi, gözlem denklemindeki katsayıların zamana bağlı olarak ne şekilde değiştiğini gösterir. Durum denklemindeki **F**, **Q** matrisleri ve gözlem denklemindeki **A**, **H**, **R** matrisleri sistem matrisleridir. Kalman Filtresi elde etmek için, durum- uzay modelinde yer alan $\{v_t, w_t\}_{t=1}^T$ hata terimlerinin ve başlangıç değerinin $\xi_{10} \sim N(\hat{\xi}_{10}, P_{10})$ N normal dağılıma sahip

olduğu ve daha önce tanımlanan varsayımların sağlandığı kabul edilmektedir. Başlangıç değerleri

$$P_{0|0} = P_0$$

$$\hat{\xi}_{0|0} = \xi_0$$

olmak üzere Kalman Filtresi

$$\hat{\xi}_{t|t-1} = F \hat{\xi}_{t-1|t-1}$$

$$\hat{\xi}_{t|t} = \hat{\xi}_{t|t-1} + K_t (y_t - A'x_t - H'\hat{\xi}_{t|t-1})$$

$$K_t = P_{t|t-1} H (H' P_{t|t-1} H + R)^{-1} \quad (8)$$

$$P_{t|t} = [I - K_t H'] P_{t|t-1}$$

$$P_{t|t-1} = F P_{t-1|t-1} F' + Q$$

şeklindeki algoritma ile verilmektedir (Harvey 1990, Hamilton 1994, Harvey 1994, Özbek 1998, Maddala 1998).

4. AMPİRİK SONUÇLAR

4.1. Zayıf Etkinliğin Araştırılması

İkinci bölümde ele alınan klasik ADF testi sonucunda birim kök hipotezi reddedilmiş ve fiyat değişimlerinin durağan olduğuna karar verilmiştir. Fakat İMKB fiyatlarının rastgele olarak göz önüne alınırsa, bu seriye stokastik birim kök testinin yapılması gerektiği düşüncesi ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla stokastik birim kök olup olmadığını sınamak için

$$H_0 : w^2 = 0$$

$$H_1 : w^2 > 0$$

hipotezleri test edilmiştir. Fiyat değişimleri için yapılan regresyonda, trend katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığından trend bileşeni modele dahil edilmemiştir. \hat{H}_t ve E istatistikleri elde edilmiş ve tablo değerleri ile karşılaştırılmıştır. \hat{H}_t istatistiği için aşağıdaki adımlar gerçekleştirilmiştir.

1.Adım:

Artıkları elde etmek için tahmin edilecek modelin gecikme yapısının belirlenmesinde izlenen süreç maksimum gecikme $p=7$ olmak üzere otokorelasyon sorununu içermeyen minimum gecikmenin belirlenmesi şeklindedir. Bu süreçte "hata terimleri otokorelasyonsuzdur" sıfır hipotezi Box- Ljung Q istatistiği ile araştırılmıştır. Ayrıca t testi sonuçları da dikkate alınarak verilere en uygun modelin

$$\nabla P_t : \phi_0 + \phi_1 \nabla P_{t-1} + \varepsilon_t$$

olduğu kararına varılmıştır. Bu modelin parametreleri en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiş ve artıklar (ε_t) hesaplanmıştır.

2.Adım:

$$\hat{H}_T^* = (1 - \hat{\psi}^2)^{-1/2} \hat{H}_T - \hat{\psi}(1 - \hat{\psi}^2)^{-3/2} \hat{H}_T^*$$

\hat{H}_{850}^*	\hat{H}_{850}	$\hat{\psi}$	$\hat{\sigma}^2$	\hat{K}^2	\hat{H}_{850}^*
-0.2740	0.1869	0.1868	0.004	0.0001	0.2446

3.Adım:

Elde edilen $\hat{H}_{850}^* = 0.2446$ değeri $\alpha = 0.05$ ve $n=500$ için $\hat{H}_{500,0.05}^* = 0.161$ ve $\alpha = 0.05$ ve $n=1000$ için $\hat{H}_{1000,0.05}^* = 0.149$ tablo değerlerinden büyük olduğundan "sabit birim kök" yokluk hipotezi reddedilmiş ve dolayısıyla serinin stokastik birim köke sahip olduğu kararına varılmıştır. Diğer bir ifadeyle, kökün birden ayrılışları da birbirinden bağımsız aynı dağılıma sahiptir.

E istatistiği için ise aşağıdaki adımlar gerçekleştirilmiştir.

1.Adım:

Daha önce \hat{H}_T^* istatistiği için elde edilen artıklar bu test için de geçerli olmaktadır.

2.Adım:

$$E = T^{-3} \hat{\sigma}^{-4} \sum_{t=1}^T \left\{ \left[\sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i \left(\sum_{j=1}^{t-1} \hat{\varepsilon}_j \right) \right]^2 - \hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^T \left(\sum_{j=1}^{t-1} \hat{\varepsilon}_j \right)^2 \right\}$$

$E = 1.0137$

3.Adım:

Elde edilen $E = 1.0137$ değeri $\alpha=0.05$, $n=500$ için $E_{0.05} = 0.058$ ve $\alpha=0.05$, $n=1000$ için $E_{0.05} = 0.057$ tablo değerlerinden büyük olduğundan "sabit birim kök" yokluk hipotezi reddedilmiş serinin stokastik birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır.

İMKB fiyat değişimlerinin stokastik birim köke sahip olduğu her iki test sonucunda da kabul edilmiştir. Başka bir ifadeyle fiyat değişimleri bazı dönemlerde birim kök içerirken bazı dönemlerde durağan bir davranış sergilemektedir. Dolayısıyla İMKB'nin zayıf etkinliğinin bazı dönemlerde sağlandığı, bazı dönemlerde sağlanmadığı açıktır.

4.2 Durum-Uzay Modeli ve Kök Tahmini

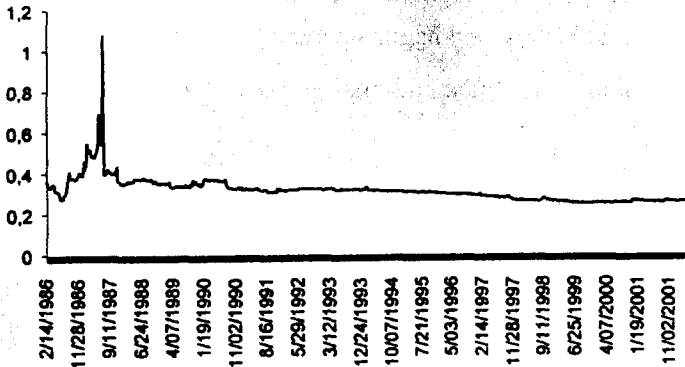
Leybourne, McCabe and Mills (1996) ve Granger and Swanson (1997) stokastik birim kök içeren serilerde, kök tahmini için Kalman Filtre tekniğinin kullanımının daha iyi olacağını önermektedir. Dolayısıyla fiyat değişimlerinde kökün tahmini için Kalman Filtre algoritması kullanılmıştır. Bunun için durum-uzay modeli

$$\nabla P_t = (1 + \rho_t) \nabla P_{t-1} + e_t$$

$$\rho_t = \rho_{t-1} + \eta_t$$

biçiminde olacaktır. Stokastik birim kök içeren İMKB fiyat değişimlerinin Kalman Filtre yardımıyla elde edilen kök tahmin sonuçları 7-Şubat 1986 ve 24 - Mayıs 2002 dönemi için Şekil 2 de verilmiştir.

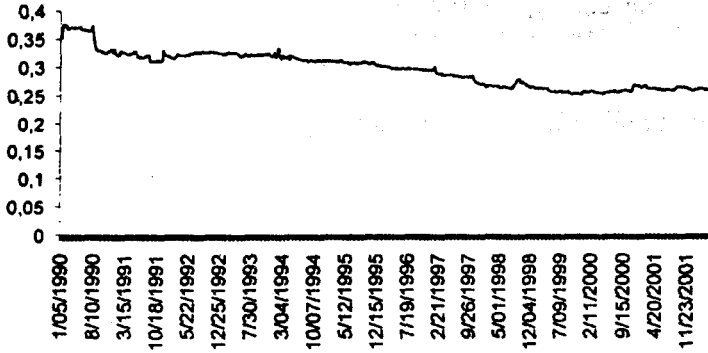
Şekil 2. Şubat 1986 ve 24 - Mayıs 2002 Dönemi İçin Stokastik Birim Kökün Kalman Filtre Tahmin Sonuçları



Şekil 2 de verilen birim kök tahmin değerlerinden 1986-1988 yılları arasında aşırı dalgalanma olduğu görülmektedir. Buna karşın, 1988 yılından itibaren

1994 yılı dışında sapmalar daha az olmaktadır. 1986 yılında faaliyete geçen İMKB özellikle 1987 yılının Temmuz ayında önemli bir sıçrama yapmıştır. Bu sıçramadaki temel etken, o dönemin politik karar alıcılarının İMKB'nin gelişmesini destekler yönde beyan ve yaklaşımlar geliştirmesi ve buna bağlı olarak endeksin aşırı artmasıdır. Diğer bir ifadeyle, bu dönem İMKB'nin ilk manipülasyonun yaşandığı aydır. Bu zaman aralığındaki Kalman Filtre tahminleri Şekil 2.den de görüleceği gibi 1 olmakta ve dolayısıyla İMKB'nin zayıf etkinliği sağlanmaktadır. 1989 yılında ise ekonomik değişkenlerin teşvik edici bir özelliği olmamasına karşın, Türkiye Fonu, Akdeniz Fonu gibi dışarıda kurulan fonların ve buna bağlı spekülasyon hareketlerinin sonucunda Eylül'den itibaren yükseliş trendine giren İMKB endeksi özellikle 1989 Aralık ve 1990 Ocak aylarında büyük sıçramalar göstermiştir. Ekonomide yüksek bir büyüme hızının yaşandığı 1990 yılı yaz aylarında İMKB endeksi yükselmiş; Ağustos 1990'da patlak veren Körfez Krizi'ne rağmen önemli bir düşüş göstermemiştir. 1990 yılından sonraki değişimlerin daha iyi görülmesi için 5-Ocak-1990 ve 24-Mayıs-2002 dönemleri arasındaki Kalman Filtre tahmin sonuçları Şekil 3 de verilmiştir.

Şekil 3. 5-Ocak 1986 ve 24 - Mayıs 2002 Dönemi İçin Stokastik Birim Kökün Kalman Filtre Tahmin Sonuçları



1991 yılındaki Körfez Krizi'nin ekonomi üzerindeki etkilerinin yanı sıra 1991 yılında, özellikle politik iktidarın uyguladığı maliye ve para politikaları ve bu yılın ikinci yarısının genel seçim dönemi olması, İMKB endeksi üzerinde olumsuz etki yapmış; sonuçta endeks 1987 yılı Nisan ayı seviyesine kadar inmiştir. 20 Ekim 1991 Genel seçimleri sonucu ortaya çıkan siyasi oluşumun yarattığı iyimserlik havası çok kısa sürmüş ve 1992 yılı sonlarına kadar İMKB endeksindeki düşüş eğilimi devam etmiştir. 1992 yılının son aylarında yükselme eğilimine giren İMKB endeksi 1994 yılı ilk çeyreğine kadar yükselme trendinde devam etmiştir. Türkiye ekonomisinin kriz dönemi olan 1994 yılı Şubat ve Mart ayında ise düşüş eğilimi yaşanmış ancak 5 Nisan ekonomik kararları ile birlikte

İMKB endeksi eski seyrine geri dönerek artış eğilimine girmiştir. 1994-1997 dönemi İMKB endeksinin doğal seyrinde devam ettiği yıllar olmuştur. 1997 yılı sonlarına doğru başlayan Asya Krizi' ne rağmen ülkenin siyasal konjonktüründeki iyimser gelişmeler İMKB endeksinin doğal trendin üstünde seyretmesine yol açmış; ancak Rusya Krizi ve iç siyasal konjonktürdeki olumsuz gelişmeler 1998 son çeyreğinden sonra İMKB endeksinin doğal trend altında seyretmesine yol açmıştır.

5. SONUÇ

Bu çalışmada, daha önceki çalışmalarda göz ardı edilen noktalar dikkate alınarak İMKB'de zayıf etkinlik rastgele yürüyüş süreci ile sınanmıştır. Ancak, rastgele yürüyüş geleneksel birim kök testi ile araştırılmamıştır. Fiyat değişimlerinin rastgele olarak geliştiği düşünülerek seride stokastik birim kök araştırılması yapılmıştır. Test sonucunda da fiyat değişimlerinin bazen durağan bazen durağan olmayan bir yapı gösterdiği kabul edilmiştir. Başka bir ifadeyle İMKB bazı yıllarda zayıf etkinliğe sahip iken bazı yıllarda zayıf etkin olmamaktadır. Bu yılların tahmin edilmesinde ise Kalman Filtre tahmin yöntemi kullanılmıştır. Fiyat değişimindeki kök her bir zaman noktası için Kalman Filtre ile tahmin edilmiş ve 1987 yılı hariç diğer yıllarda İMKB zayıf etkin bulunamamıştır. İMKB'nin 1987 yılında etkin olması borsada yaşanmış manipülasyonla açıklanabilir.

KAYNAKÇA

- BAKIRTAŞ, T. ve S. KARBUZ: "İMKB İndeksi'nin Ekonometrik Analizi", İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, (2000)
- BLEANEY, M. F., S. J. LEYBOURNE and P. MIZEN: "Mean Reversion of Real Exchange Rates in High - Inflation Countries", Southern Economic Journal, (1999), Vol 65(4), 839 854
- CAMBELL, J.Y. ve P.PERRON: "Pitfall and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots", In NBER Macroeconomics Annual 1991,(1991), Edited By O.J. Blanchard ve S. Fischer, 144-201, Cambridge
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER: "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 1981, Vol.49, 1057-1072

- FAMA, E.F. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, (1970), Cilt. 25, 383-417
- GRANGER, C. W. J. and N. R. SWANSON, "An Introduction to Stochastic Unit- Root Processes", Journal of Econometrics (1997), Vol 80, 35 - 62
- HAMILTON, J.D: Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994
- HARVEY, A. C: Forecasting, Structural Time Series Models and Kalman Filter, Academic Press, 1990
- HARVEY, A. C. : Time Series Models, The MIT Press Cambridge, 1994
- JAZWINSKI, A. H.: Stochastic Processes and Filtering Theory, Academic Press, 1970
- KALMAN, R. E. : "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", Journal of Basic Engineering (1960), Vol 82, 35-45
- KARAŞIN, Gültekin "Sermaye Piyasası Analizleri", Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, (1987), No:4
- KASAP, Reşat., "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının İncelenmesi: İstatistiksel Bir Yaklaşım", İMKB Dergisi, 6, 1998, 27-33
- KIYILAR, Murat : Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB' de İrdelenmesi- Test Edilmesi-, Sermaye Piyasası Kurulu Yayını, (1997), No:86
- KÖSE, Ahmet: Etkin Pazar Kuramı ve İMKB'de Etkin Pazar Kuramının Zayıf Şeklini Test Etmeye Yönelik Bir Çalışma -Filtre Kuralı Testi-, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, (1993), C:22, S:2
- LEYBOURNE, S. J., B. P. M. MCCABE and A. R. TREMAYNE: "Can Economic Time Series Be Differenced to Stationary", Journal of Business and Economic Statistics (1996), Vol 14, 435 - 446
- LEYBOURNE, S. J., B. P. M. MCCABE and T. C. MILLS: "Randomized Unit Root Processes for Modelling and Forecasting Financial Time Series: Theory and Applications" , Journal of Forecasting (1996), Vol 15, 253 - 270
- MADDALA, G. S. and I. M. Kim: Unit Roots, Cointegration and Structural Change Cambridge University Press, 1998

METİN, K., G. MURADOĞLU ve B. YAZICI : "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Gün Etkilerinin İncelenmesi ", İMKB Dergisi, (1997), Cilt.1, No: 4

36 ÖZBEK, L. , 1998. Kesikli - Zaman Durum- Uzayı Modelleri İndirgemeli Tahmin ve Yakınsama Problemleri, Ankara Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü (Yayınlanmamış doktora tezi).

ÖNCEL, Tuğrul S. 1993."Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange", Boğaziçi Üniversitesi (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi)

ÖZÜN, A. "Kaos Teorisi, Hisse Senedi Getirilerindeki Doğrusal Olmayan Davranışlar, Zayıf İşlem ve Gelişen Piyasa Etkinliği: İMKB Örneği", İMKB Dergisi, (1999), Cilt.3, Sayı: 9