

İMKB 'NİN ZAYIF VE YARI GÜÇLÜ FORMDA ETKİNLİĞİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ

Hilmi ZENGİN¹, Serdar KURT²

¹ K.T.Ü., İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, Profesör Dr.

² K.T.Ü., S.B.E., İktisat Bölümü, Araştırma Görevlisi

AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF ISE MARKET EFFICIENCY WEAK AND SEMI STRONG FORMS

Abstract: This study aims to test weak and semi-strong form efficiency of the ISE by analysing the relations between macroeconomic variables and ISE (Istanbul Securities Exchange) Composite-100 (ISE-100) index for the period of 1987:1-2002:9. In this study ADF and Perron unit root tests, Granger causality and error correction models are being employed. Long run cointegration relations between ISE-100 index and macroeconomic variables have been determined by Engle-Granger cointegration test. The results show that ISE-100 index follow a random walk and ISE has a weak form efficiency. Between macroeconomic variables and ISE-100 index have been determined a cointegration and causality relationships. Because of that ISE -100 index can be estimated by using cointegration and causality relationships, some investigators may make higher profit than the others. In addition, causality and cointegration tests indicate that ISE has no a semi-strong form efficiency.

Keywords: Unit Root, Cointegration, Granger Causality, Error Correction Models, Weak Form Efficiencies, Semi-Strong Form Efficiency.

İMKB 'NİN ZAYIF VE YARI GÜÇLÜ FORMDA ETKİNLİĞİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ

Özet: Bu çalışma, 1987:01-2002:09 dönemini kapsayan makroekonomik değişkenler ve İMKB (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası) Ulusal 100 (İMKB-100) endeksi arasındaki ilişkilerden yararlanarak İMKB'nin zayıf ve yarı güçlü formda etkinliğinin sınanması amaçlanmaktadır. Çalışmada ADF ve Peron birim kök testleri, Granger nedensellik testi ve hata düzeltme modeli kullanılmıştır. İMKB-100 endeksi ve makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi Engle-Granger eşbütünleşme testi ile belirlenmiştir. Birim kök testi sonuçları İMKB-100 endeksinin rassal yürüyüşe uyduğunu ve İMKB'nin zayıf formda etkin olduğunu göstermektedir. Makroekonomik değişkenler ve İMKB-100 endeksi arasında eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Bu eşbütünleşme ve nedensellik ilişkilerinden yararlanarak İMKB-100 endeksi tahmin edilebileceği için, bazı yatırımcılar diğerlerinden daha fazla kazanç elde edebilirler. Ayrıca, nedensellik ve eşbütünleşme testleri İMKB'nin yarı güçlü formda etkin olmadığını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Birimkök, Eşbütünleşme, Granger Nedensellik, Hata Düzeltme Modeli, Zayıf Formda Etkinlik, Yarı Güçlü Formda Etkinlik.

I. GİRİŞ

Gelişmekte olan ülkeler için önemi daha fazla olmakla birlikte herhangi bir ülkenin kalkınması ve gelişmesi için sermaye ve finans piyasalarının etkinliği çok önemlidir. Etkin sermaye ve finans piyasaları tasarrufların yatırımlara aktarılmasında önemli bir rol oynamaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde milli gelirin düşük olması marjinal tasarruf eğiliminin düşük olmasına yol açmakta ve daha az tasarruf yapılabilmektedir. Bu noktada sermaye ve finans piyasalarının etkin olması tasarrufların yatırımlara dönüştürülmesinde daha önemli bir rol oynamaktadır.

"Fiyatların mevcut bilgiyi daima tam olarak yansıttığı piyasalar etkin piyasalar olarak tanımlanır" [1]. Etkin piyasalar hipotezi, hisse senedi piyasalarındaki fiyat oluşumlarının rassal bir yürüyüş oluşturduğunu öne sürer. Fama [2] ABD'deki çeşitli hisse senedi fiyatlarıyla yaptığı otokorelasyon testleri sonucunda hisse senedi

fiyatlarının rassal yürüyüşü takip ettiği sonucuna varmıştır.

Fama Etkin Piyasalar Hipotezi'ni zayıf etkinlik, yarı güçlü etkinlik ve güçlü etkinlik olarak 3 forma ayırmıştır.

Zayıf formda etkinlik, piyasalarda oluşan fiyatların hisse senedi fiyat serisinin geçmiş fiyat ve değerlerini kapsadığını, yani hisse senedinin geçmiş fiyat ve değerlerini kullanarak yapılacak analizlerin yatırımcıya normal üstü bir kazanç sağlamayacağını ifade etmektedir. Bu durumda teknik analiz işe yaramayacaktır. Zayıf formda etkin bir piyasadaki fiyat serisi rassal yürüyüş (random walk) özelliği taşımaktadır. Bu çalışmada da serilere ADF(Augment Dickey Fuller) testi uygulanarak serinin rassal yürüyüşe uyup uymadığı incelenecektir. Eğer seriler durağan değilse serinin rassal bir yürüyüşe sahip olduğu ve piyasanın zayıf formda etkin olduğu sonucuna varılır.

Yarı güçlü formda etkin piyasalar, piyasadaki fiyatların halka açık olan tüm verileri yansıttığını yani yatırımcıların bu verileri kullanarak normal üstü bir kazanç sağlayamadığı piyasalardır. Öyle ki piyasadaki fiyatların oluşumunda zaten bu halka açık olan bilgiler değerlendirilmiştir. Bilgiler açıklandığında fiyatlara gecikmesiz olarak yansımakta ve yeni fiyatlar oluşmaktadır. Yani bilgiler fiyatları güncellemiştir. Artık herhangi biri bu bilgileri kullanarak normal üstü kazanç elde edemez. Temel analiz işe yaramayacaktır. Eğer piyasa fiyatları ve makro ekonomik değişkenler arasında kısa ve uzun dönemde bir nedensellik ve/veya eşbütünlüşme ilişkisi varsa bu verilerden yararlanarak gelecekte oluşacak fiyatlar tahmin edilebilir ve bu da piyasanın etkin olmadığını gösterir.

Güçlü formda etkin piyasa, açıklanan veya gizli tüm bilgilerin fiyatlar tarafından yansıtıldığı piyasadır. Böyle bir piyasada halka açık veya açık olmayan tüm bilgiler fiyatlara yansımış olduğu için şirket içindekilerde dahil (insider) hiçbir yatırımcı normal üstü kar elde edemez. Halka açık olmayan bilgilerin elde edilebilmesi ve bu bilgilerin kullanımlarının açıkça gözlenememesi nedeniyle güçlü formda etkinliğin testi zordur.

II. LİTERATÜR

Zayıf formda ve yarı güçlü formda piyasa etkinliği çeşitli piyasalar için test edilmiştir; Fama [3] hisse senedi fiyatlarıyla enflasyon arasında negatif, reel gayri safi milli hasıla ile pozitif bir ilişki bulmuştur. Hancock [4] çeşitli makroekonomik değişkenlerin beklenen ve beklenmeyen değerleriyle hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiş ve ABD hisse senedi piyasasının yarı güçlü formda etkin olduğunu bulmuştur. Hardouvelis [5] ve Darrat [6] ABD hisse senedi piyasasının yarı güçlü formda etkin olmadığını tespit etmişlerdir. Jones and Uri [7] yine ABD 'de Granger nedenselliğini kullanarak yaptığı çalışmada hisse senedi piyasasını etkin bulmuştur. Mookerjee [8] Fransa, Japonya, İtalya, Kanada, Almanya, İngiltere, İsviçre, Hollanda, Belçika için yaptığı çalışmada yalnızca Amerika ve İngiltere borsalarının yarı güçlü formda etkin olduğunu tespit etmiştir. Thoronton [9] İngiltere için yaptığı çalışmada borsa endeksi, para arzı ve rgsmh arasında ilişkiyi Granger nedenselliği kullanarak test etmiş ve değişkenler arasında çok yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur.

Ho [10] Asya-Pasifik ülkeleri (Hong Kong, Japonya, Filipinler, Avustralya ve Tayland) için Hsiao [11]'nin yöntemini kullanarak para arzının hisse senedi fiyatlarının tahmin edilebilmesinde kullanılabileceğini böylece piyasaların yarı güçlü formda etkin olmadığını tespit etmiştir. Fung ve Lie [12] Tayvan için yaptığı çalışmada, para arzı ve reel çıktının hisse senedi piyasası ile yakından ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kwon ve Shin [13] Kore borsası için yapmış olduğu nedensellik ve

eşbütünlüşme testleri sonucu macroekonomik değişkenler ve hisse senedi endeksi arasında uzun ve kısa dönemli etkileşimler bulmuştur.

Türkiye için yapılan çalışmalarda çeşitli yöntemlerle İMKB' nin zayıf ve yarı güçlü formda etkinliği test edilmiştir.

Muradoğlu ve Ünal [14] Ocak 1988-Aralık1991 dönemine ait hisse senedi dağılım fonksiyonunu inceleyerek hisse senetlerinin rassal yürüyüşü takip etmediği yani zayıf formda etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Çetiner [15] Kazanan-Kaybeden portföy etkisini incelemiş ve bu yoldan bazı yatırımcıların normal üstü kar elde edebilecekleri sonucuna varmıştır. Özmen [16] takvim anomalilerini incelemiş, Aksoy ve Sağlam [17] sınıflayıcı sistem kullanarak İMKB 100 endeksinin değişik seviyeleri için beklenen getiri ve riski hesaplamış İMKB' nin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Muradoğlu ve Önkal [18] yarı güçlü etkinliği sınımış maliye ve para politikaları açısından İMKB'nin etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Muradoğlu ve Metin [19] hisse senedi getirileri ve makroekonomik değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olduğunu tespit etmişler ve piyasanın yarı güçlü etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Çalışmada birim kök testi uygulanarak İMKB' nin zayıf formda etkin olduğu sonucuna varılmıştır. Balaban, Candemir ve Kunter [20] makroekonomik değişkenlerin beklenen ve beklenmeyen değerleriyle ulusal endeks arasındaki ilişkiyi incelemişler ve yarı güçlü formda etkin olmadığı sonucuna varmışlardır.

III. EKONOMETRİK YÖNTEM ve VERİ SETİ

Çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (İMKB), Reel Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH), M3 Para Arzı, TEFİ ve TUFİ Fiyat Endeksleri kullanılmıştır. Veriler Merkez Bankası Veri Dağıtım Sisteminden alınmıştır. Veri seti TEFİ (1987=100) baz alınarak reel değerlere dönüştürülmüştür. Veriler Aylık olup 1987:01-2002:09 dönemini kapsamaktadır. Tüm veriler logaritması alınarak analize tabi tutulmuştur. Çalışmada kullanılan değişken sembollerinin önündeki L harfi serinin logaritmasının alındığını (İktisadi değişkenler, gerçek değerleri üzerinden değil, genellikle logaritmik değerleri üzerinden doğrusaldır. Bu nedenle, serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması önerilir [21]. Sürecin ortalaması arttıkça, gözlemlerin değişkenliğinin de arttığı bazı durumlarda, gözlemlerdeki oransal değişimler ortalamaya göre bağımsız olduğundan logaritma alma'nın yararı vardır [22]. Logaritma alma varyansı , fark alma ise ortalamayı durağan hale getirmektedir [23], Δ sembolü değişkenin birinci derece devresel farkının alındığını göstermektedir.

III.1. Durağanlık (Birim Kök) Testi

Zaman serisi analizlerinde kullanılan veri setlerinin öncelikle durağan olması gerekmektedir. Standart Dickey-Fuller [24, 25] testi denklemdeki otokorelasyon problemini dikkate almaz. Bunun için bu çalışmada durağanlığın testi için bağımlı değişkenin gecikme değerlerini denklemin sağ tarafına ekleyerek otokorelasyon probleminin giderilmesini sağlayan Augment Dickey-Fuller (ADF) (ADF (Gelişmiş Dickey Fuller) Birim kök Testi hesaplamalarında RATS Programı @uradf(det=constant,criteria=aic) komutu kullanılmıştır. Trendli ve sabitli veya sabitli modellerde Akaike gecikme uzunlukları program tarafından otomatik olarak hesaplanmıştır. Seride otokorelasyon sorunu yoksa program gecikme uzunluğunu 0 alarak Standart Dickey Fuller testi uygular. Seride otokorelasyon sorunu varsa, bağımlı değişkenin optimal gecikme uzunluğundaki geçmiş değerleri denklemin sağ tarafına konur ve otokorelasyon problemi giderilerek ADF testi uygulanır) birim kök testi kullanılmıştır. Dickey-Fuller [24, 25] zaman serilerinin birim kök taşıyıp taşımadığını belirlemek için sabitli (1), sabitli ve trendli (2) modelleri kullanılmıştır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{trend} + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

(1) no'lu denklemde,

Ho: $\alpha_0=0, \alpha_1=1$ (Seri birim köke sahiptir, seri durağan değildir)

H₁: $\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 1$ (Seri birim köke sahip değildir, seri durağandır)

(2) no'lu denklemde,

Ho: $\alpha_0=0, \alpha_1=0, \alpha_2=1$ (Seri birim köke sahiptir, seri durağan değildir)

H₁: $\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 1$ (Seri birim köke sahip değildir, seri durağandır fakat deterministik bir trende sahiptir)

hipotezleri test edilir. (1) nolu denklemde elde edilen α_1 ile (2) nolu denklemde elde edilen α_2 katsayıları ADF tablo kritik değeriyle karşılaştırılır. Katsayılar ADF tablo kritik değerinden büyükse Ho hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğuna, değilse serinin durağan olmadığına karar verilir. Eğer seri durağan değilse söz konusu model birim kök içerir ve rassal yürüyüş modeli olarak adlandırılır.

Zaman serilerinde bazen yapısal kırılmalar olabilir ve bu yapısal kırılma nedeniyle durağan olan bir zaman serisi ADF testi ile durağan çıkmayabilir. Bu durumda yapısal kırılma olan serilerde değişkenlerin durağanlığını belirlemek için yapısal kırılmayı dikkate alan Perron [26] birim kök testi uygulanmalıdır.

Çalışma kapsamındaki değişkenlerde LTUFE'de 2000:04 ayında ve LİMKB değişkeninin 1992:10 ayından itibaren bir yapısal kırılma görülmektedir. Bu değişkenlerin Peron [26]'daki Model A ve model B olarak tanımlanan denklemlere göre durağanlıkları test edilmiştir.

Perron metodolojisinde yapısal kırılmanın tek bir gözlem değerinde olması durumunda (Model A) yapısal kırılma gözlenen değişkene 1, diğer gözlemlere 0 değeri verilerek bir kukla değişken (Dummy) oluşturulur ve normal ADF testi uygulanır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \delta \text{Dummy} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Hesaplanan test istatistiği Peron [26] kritik değerleri ile karşılaştırılarak Ho hipotezi red veya kabul edilir.

Yapısal kırılmanın bir gözlem değerinden sonra süreklilik arz etmesi durumunda (Model B) da kırılmanın olduğu dönemden sonraki gözlemlere 1, kırılmanın olduğu dönemden önceki dönemlere sıfır değerini veren bir kukla değişken (Dummy) oluşturulur.

$$Y_t = \alpha_0 + \delta_1 \text{Dummy} + \delta_2 \text{Trend} + \psi_t \quad (4)$$

(4) nolu denklem tahmin edilerek hata terimleri (ψ_t) elde edilir. Elde edilen hata terimlerine ADF testi uygulanarak Peron [26] kritik değerleri ile karşılaştırılır. Her iki durum için (Model A ve Model B) kırılmanın yaşandığı gözlem değeri (T_b) ve toplam gözlem sayısı (T) olmak üzere elde edilen $I=T_b/T$ değerlerine ve anlamlılık düzeyine karşılık gelen kritik değerlerle karşılaştırma yapılır.

ADF ve Perron birim kök testlerinde hesaplanan optimal gecikme uzunluğu (Akaike Kriteri) değerleri aşağıdaki formülle hesaplanır;

$$\text{AIC} = \ln \left[\frac{\sum_{i=1}^s e_i^2}{n} \right] + \frac{2k}{n} \quad (5)$$

Denklemden gözlem sayısını, k gecikme uzunluğunu ve e_t hata terimlerini ifade etmektedir. Her bir denklem için (sabitli veya sabitli ve trendli) sıfırıncı gecikmeden başlayarak denklemin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikme değerleri eklenir ve eklenen her gecikme için denklemin Akaike değerleri hesaplanır. En düşük Akaike değerine sahip olan gecikme optimal gecikme uzunluğunu verir.

Değişkenlere uygulanan ADF ve Perron testleri sonuçları Tablo.1 ve Tablo.2'de özetlenmiştir. ADF testi sonuçlarına göre seviyesinde sabitli modelde hiçbir değişken durağan çıkmamıştır. Sabitli trendli modelde de bütün değişkenler birim kök içermektedir ve seviyesinde durağan değildir. Değişkenlerin birinci devresel farkları alınıp tekrar ADF birim kök testine tabi tutulduğunda bütün değişkenler yüzde bir anlamlılık seviyesinde durağan çıkmıştır. Değişkenler eşbütünleşme testinin uygulanması için ön şart olan aynı devresel farkta durağanlık şartını sağlamıştır.

Tablo.1: ADF Birim Kök (Sabitli) Testi Sonuçları

Seriler	Seviyesinde		1.Devresel Farkında
	ADF	P-P	ADF
LGSMH	-1.15(12)		-4.59*(19)
LİMKB	-0.84(0)	-2.87(0)	-14.7*(0)
LM3	-0.16(4)		-7.07*(3)
LTEFE	-0.35(1)		-8.39*(0)
LTUFE	-0.57(5)	1.39(5)	-8.23*(6)

* %1 anlamlılık düzeyinde Ho red

Not: Parantez içindeki değerler Akaike kriteri gecikme uzunluklarıdır.

Perron testi sonuçları ise LİMKB ve LTUFE değişkenlerinin yapısal kırılma dikkate alındığında da seviyesinde sabitli ve sabitli-trendli modellerde birim kök içermediğini göstermektedir.

Tablo.2: ADF Birim Kök (Sabitli ve Trendli) Testi Sonuçları

Seriler	Seviyesinde		1.Devresel Farkında
	ADF	P-P	ADF
LGSMH	-2.87(12)		-4.80*(19)
LİMKB	-2.86(0)	-2.86(0)	-14.66*(0)
LM3	-1.48(4)		-7.05*(3)
LTEFE	-1.97(1)		-8.38*(0)
LTUFE	-2.28(5)	-3.50(5)	-8.24*(6)

* %1 anlamlılık düzeyinde Ho red. ** %5 anlamlılık düzeyinde Ho red.
Not: Parantez içindeki değerler Akaike kriteri gecikme uzunluklarıdır.

LİMKB'nin seviyesinde durağan olması LİMKB değişkeninin birim kök içerdiğini yani rassal yürüyüşe uyduğunu ve İMKB'nin zayıf formda etkin olduğunu göstermektedir.

III.2. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi

Engle-Granger [27] eşbütünleşme analizi iki değişken arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisini belirlemede kullanılan yöntemlerden biridir. Testin uygulanmasında ilk adım seviyelerinde durağan olmayan fakat aynı devresel farkta durağan olan iki seriden birinin diğerinin üstüne koşulması ile hata terimlerinin elde edilmesidir. İkinci adım ise elde edilen hata terimlerinin durağanlığının incelenmesidir. Eğer hata terimleri durağan ise iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır, hata terimleri durağan değilse eşbütünleşme ilişkisi yoktur ve bu iki değişken uzun dönemde bir birliktelik göstermemektedir. Denklemler sırası ile (6) ve (7) nolu denklemlerle gösterilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \beta X_t + v_t \quad (6)$$

$$\Delta \hat{v}_t = \alpha_1 \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^z q \Delta \hat{v}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Aynı devresel farkta durağan olan değişkenlerin (6) ve (7) nolu denklemler ile koşutlanması sonucu Tablo 3'te gösterilen sonuçlar elde edilmiştir. Yapılan testler, LM3-LİMKB değişkenleri arasında %05, LTEFE-LİMKB ve LTUFE-LİMKB değişkenleri arasında %10 anlamlılık düzeyinde uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. LGSMH-LİMKB değişkenleri arasında uzun dönemde bir birlikteliğe rastlanmamıştır.

Tablo.3: Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	ADF istatistiği
LİMKB	LGSMH	-0.12(12)
LİMKB	LM3	-3.46*(1)
LİMKB	LTEFE	-3.19**(0)
LİMKB	LTUFE	-3.13**(1)

* %5 anlamlılık düzeyinde Ho red. ** %10 anlamlılık düzeyinde Ho red
Not: Parantez içindeki değerler Akaike kriteri gecikme uzunluklarıdır. Kritik Tablo değerleri Engle-Yoo [28] tablo değerleridir.

III.3 Granger Nedensellik Testi ve Hata Düzeltme (Error-Correction) Modeli

Zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde değişik yöntemler kullanılır. Nedensellik ilişkisinin ve ilişkinin yönünün belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan yöntemlerden biri de Standart Granger Nedensellik analizidir.

Granger nedensellik ilişkisi "X değişkeninin geçmiş değerlerinden yararlanarak Y'yi daha iyi bir şekilde tahmin edebiliyorsa X değişkeni Y değişkenine Granger anlamda neden olur" şeklinde tanımlanabilir.

[29]. Testte kullanılan zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir

İki değişken arasındaki ilişkiyi belirlemek için (8) ve (9) nolu denklemler tahmin edilir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (8)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^q d_i \Delta Y_{t-i} + z_t \quad (9)$$

(8) no'lu denklem için,

H₀₁: a₁=a₂=.....a_j = 0 (X Y'nin Granger anlamda nedeni değildir)

H₁₁: a₁≠a₂≠.....a_j ≠ 0 (X Y'nin Granger anlamda nedenidir)

(9) no'lu denklem için,

H₀₂: c₁=c₂=.....c_j = 0 (Y X'in Granger anlamda nedeni değildir)

H₁₂: c₁≠c₂≠.....c_j ≠ 0 (Y X'in Granger anlamda nedenidir)

hipotezleri ile elde edilen a (Denklem 8) ve c (Denklem 9) katsayılarının bir bütün olarak anlamlılığı test edilir. Her bir denklem için yokluk hipotezlerinin red edilememesi X ve Y değişkenleri arasında Granger anlamda bir nedenselliğin olmadığını, reddedilmesi ise değişkenler arasında Granger anlamda bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu gösterir. Optimal gecikme uzunlukları Hsiao [11]'nin kullandığı FPE kriterine göre belirlenmiştir (Granger nedensellik analizine yapılan eleştirilerden biride her 2 değişken için gecikme uzunluklarının aynı alınmasıdır. Hsiao [11] birbirine eşit m değerleri yerine m, n, p ve q olmak üzere dört ayrı gecikme uzunluğunu belirlemek üzere FPE (Final Prediction Error) kriterini kullanmıştır). FPE kriteri aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanır.

$$FPE = \frac{\sum e_i^2 * (n + 1 + m + q)}{(n - 1 - m - q) * (n)} \quad (10)$$

Denklemde n gözlem sayısını, m bağımlı değişkenin gecikme uzunluğunu, q bağımsız değişkenin gecikme uzunluğunu, e_i hata terimlerini ifade etmektedir. Başlangıçta bağımlı değişkenin gecikme uzunluğunu bulmak için q ve bağımsız değişken denklem dışı bırakıp m'e 1 den itibaren değerler verilir ve en küçük FPE değerini veren gecikme uzunluğu bağımlı değişken için optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Bağımlı

değişkenin gecikme uzunluğu belirlendikten sonra q denkleme katılarak aynı işlem tekrarlanır.

Hsiao [11]'nin yöntemi modeldeki bağımlı değişkenin optimal gecikme uzunluğunu veren FPE değeri (FPE_m) ile bağımsız değişkenin optimal gecikme uzunluğunu veren FPE değerinin (FPE_n) karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Eğer FPE_m>FPE_n ise H₀ reddedilerek bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu kabul edilir. Aksi durumda H₀ reddedilemez ve değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı kabul edilir.

Eşbütünleşme testi sonucunda LİMKB ve LGSMH değişkenleri arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. LİMKB ve LGSMH değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik [29,30] ve Hsiao [11] analizi ile test edilecektir. Nedensellik analizi sonuçları Tablo.5'te özetlenmiştir.

Tablo.5: Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Bağımlı D.	Bağımsız Değişkenler	Fh(a ₁ =a ₂ =0)	Ho
DLİMKB	a ₁ DLGSMH _{t-1} +a ₂ DLGSMH _{t-2} +b ₁ DLİMKB _{t-1} +b ₂ DLİMKB _{t-2}	4.31	Red
Bağımlı D.	Bağımsız Değişkenler	Fh(c ₁ =c ₂ =0)	Ho
DLGSMH	c ₁ DLİMKB _{t-1} +c ₂ DLİMKB _{t-2} +d ₁ DLGSMH _{t-1}	2.07	Kabul

Granger nedensellik analizi sonucuna göre F_n=4.31>F_n=2.99 değerinden büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde "H₀₁: DLGSMH neden DLİMKB sonuç değildir" hipotezi reddedilmiştir ve DLGSMH'nin DLİMKB'nin Granger anlamda nedeni olduğu kabul edilmiştir. Nedenselliğin diğer yönünde ise H₀₂ reddedilememekte ve DLİMKB'nin DLGSMH'a Granger anlamda neden olmadığı kabul edilmektedir. Hsiao(1981)'nin yöntemine göre de FPE_m=0.08160>FPE_n=0.07958 H₀₁ reddedilmiş ve DLGSMH neden DLİMKB sonuç olduğu kabul edilmiştir. Nedenselliğin diğer yönünde FPE_m=0.02593<FPE_n=0.02626 H₀₂ reddedilememektedir. Hsiao(1981) ve Granger nedensellik analizi sonuçları birbirini destekler niteliktedir ve DLGSMH'dan DLİMKB'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

Diğer değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise hata düzeltme modelinden yararlanılarak incelenecektir

Testte kullanılan zaman serileri arasında eşbütünlük ilişkisi varsa , bu durumda Granger Nedensellik testinden elde edilen sonuçlar geçerli olmaz. Böyle bir durumda Granger Nedensellik testinde eşbütünlük denkleminde elde edilen hata düzeltme terimine yer verilmelidir [31]. Diğer bir deyişle iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenebilmesi için Hata Düzeltme Modelinin uygulanması gerekmektedir. Model Denklem 11 ve Denklem 12'de tanımlanmıştır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta X_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \eta_t \quad (11)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^q d_i \Delta Y_{t-i} + \delta EC_{t-1} + \Phi_t \quad (12)$$

Denklem 11 (Denklem 12) Y(X)'yi daha iyi bir şekilde tahmin etmede Y ve X(X ve Y)'in geçmiş değerlerinin yanında eşbütünlük denkleminde elde edilen hata terimlerinin bir gecikmesinin (EC_{t-1}) 'de kullanıldığını göstermektedir.

Hata düzeltme modelinde (Denklem 11) H_{01} : X değişkeni Y'nin Granger nedeni değildir, (Denklem 12) H_{02} : Y değişkeni X'in Granger nedeni değildir hipotezi, b_i (d_i) katsayılarının grup halinde ve/veya EC_{t-1} 'in katsayısının anlamlı olması durumunda reddedilir. Diğer bir anlamda standart Granger nedensellik analizinin aksine, X(Y) değişkeninin gecikmeli değişken katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olması, ancak EC_{t-1} 'in katsayısının anlamlı olması durumunda da X(Y) değişkeninin Y(X)'nin bir nedeni olduğu kabul edilir [27].

$\lambda(\delta)$ parametresinin istatistiksel olarak anlamlı bulunması eşbütünlük sonucunu doğrular ayrıca değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ve bu nedenselliğin Denklem 11 için X'ten Y'ye (Denklem 12 için Y'den X'e) doğru olduğunu gösterir. Hata düzeltme modeli sonuçları Tablo.6'da verilmiştir.

Tablo.6: Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler	$F_h(b_j, d_j)^1$	$EC_{t-1}(t_h)^2$
$\Delta LİMKB$	$\Delta LM3(2)$ $\Delta LİMKB(2)$	0.00(0.94)	-3.35(0.00)*
$\Delta LM3$	$\Delta LİMKB(1)$ $\Delta LM3(3)$	1.30(0.25)	-2.70(0.00)*
$\Delta LİMKB$	$\Delta LTEFE(2)$ $\Delta LİMKB(2)$	4.01(0.02)	-3.68(0.00)*
$\Delta LTEFE$	$\Delta LİMKB(1)$ $\Delta LTEFE(1)$	0.26(0.60)	-2.65(0.00)*

$\Delta LİMKB$	$\Delta LTEFE(1)$ $\Delta LİMKB(2)$	0.17(0.67)	-2.48(0.01)**
$\Delta LTEFE$	$\Delta LİMKB(1)$ $\Delta LTEFE(2)$	0.01(0.99)	-5.66(0.00)*

*%1 anlamlılık düzeyinde H_0 red. ** %5 anlamlılık düzeyinde H_0 red ***%10 anlamlılık düzeyinde H_0 red

1-Parantez içindeki değerler gecikme uzunluklarıdır.

2- Parantez içindeki değerler anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlar, söz konusu makroekonomik değişkenlerle İMKB-100 endeksi arasında nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. İMKB-100 endeksi ile M3 para arzı, TEFE ve TÜFE fiyat endeksleri arasında güçlü ve aynı zamanda çift yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur.

IV. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada; 1987 Ocak-2009 Eylül ayları arasındaki dönem esas alınarak İMKB-100 endeksinin durağanlığı ve İMKB-100 endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenerek İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının zayıf ve yarı güçlü formda etkinliği sınanmıştır. Hisse senedi piyasalarının etkin olması özellikle gelişmekte olan ülkelerin tasarruf birikiminin etkin kullanımı açısından önemlidir.

Zayıf formda etkin piyasalarda oluşan fiyatlar hisse senedi fiyat serisinin geçmiş fiyat ve değerlerini kapsar. Diğer bir deyişle hisse senedinin geçmiş değerlerinden yararlanarak herhangi bir yatırımcının normal üstü kar elde etme imkanı yoktur. Etkin piyasalar hipotezine göre zayıf formda etkin bir piyasa rassal yürüyüş özelliği gösterir. Rassal yürüyüş durağanlık testleri ile test edilebilir. İMKB-100 endeksinin durağanlığı sabitli ve sabitli-trendli modellerle Augment Dickey- Fuller ve Perron birim kök testleri kullanılarak sınanmıştır. Endeks her iki testte de seviyesinde durağan çıkmamıştır. Buda zaman serisinin birim kök içerdiğini yani rassal yürüyüşe uyduğunu ve İMKB' nin zayıf formda etkin bir piyasa olduğunu göstermektedir.

Yarı güçlü formda etkin piyasalar, piyasadaki fiyatların halka açık olan tüm verileri yansıttığını yani yatırımcıların bu verileri kullanarak normal üstü bir kazanç sağlayamadığı piyasalardır. Eğer bazı yatırımcılar halka açık verileri formüle ederek ve bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerden yararlanarak normal üstü kazanç sağlayabiliyorlarsa bu piyasanın etkin olmadığını göstermektedir.

İMKB-100 endeksi ile makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik ve hata düzeltme modeli ile , eşbütünlük

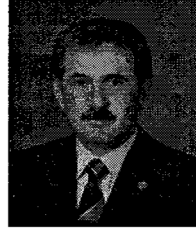
ilişkisi Engle –Granger eşbütünleşme testi ile test edilmiştir. Sonuçlar makroekonomik değişkenlerle ile hisse senedi fiyatları arasında nedensellik ve eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Granger nedensellik testi sonuçları RGSMH' nın hisse senedi fiyatlarının Granger nedeni olduğunu göstermiştir. Hata düzeltme modeli sonuçları M3 para arzı, TEFE ve TÜFE fiyat endeksleri ile hisse senedi fiyatları arasında çift yönlü ve güçlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir. Yapılan Engle-Granger eşbütünleşme testi sonuçları İMKB-100 endeksi ile eşbütünleşme analizinde incelenen M3, TEFE ve TÜFE değişkenlerle arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu fakat GSMH değişkeni ile uzun dönemli bir ilişki olmadığını ortaya koymuştur.

Bu ilişkilerden yola çıkılarak İMKB endeksinin veya hisse senedi fiyatlarının formüle edilebilmesi ve bazı yatırımcıların normal üstü kazanç elde edebilmesi İMKB'nin yarı güçlü formda etkin olmadığı sonucunu ifade etmektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- [1] FAMA, E.F., "Efficient Capital Market: A Review of the Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, May 1970, ss.383-417.
- [2] FAMA, E.F., "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, 38, 1965, ss.34-105.
- [3] FAMA, E.F., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money", *American Economic Review*, 71, 1981, ss.545-564.
- [4] HANCOCK, D.G., "Fiscal Policy, Monetary Policy and the Efficiency of the Stock Market", *Economics Letters*, 31, 1989, ss.65-69.
- [5] HARDOUVELIS, G.A., "Macroeconomic Information and Stock Prices", *Journal of Economics and Business*, 39, 1987, ss.131-140.
- [6] DARRAT, A.F., "The Impact of Federal Debt Upon Stock Prices in the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, 12(3), 1990, ss.375-389.
- [7] JONES, J.D.; URİ, N., "Money Supply Growth, Stock Returns and the Direction of Causality", *Socio-Economic Planning Sciences*, 21(5), 1986, ss.321-325.
- [8] MOOKERJE, R., "Monetary Policy and the Informationally Efficiency of Stock Market: the Evidence from Many Countries", *Applied Economics*, 19, 1987, ss.1521-1532.
- [9] THORNTON, J., "Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on some (non) Relationships", *Applied Financial Economics*, 3, 1993, ss.335-338.
- [10] HO, Y.K., "Money Supply and Equity Prices: An Empirical Note on Far Eastern Countries", *Economics Letters*, 11, 1983, ss.161-165.
- [11] HSIAO, C., "Time Series Modelling and Causal Ordering of Canadian Money, Income and Interest Rates", *Time Series Analysis : Theory and Practice 1*, (Ed: O.D. Anderson), North-Holland Publishing Company, 1982, ss.671-699.
- [12] FUNG, H.G.; LIE, C.J., "Stock Market and Economic Activity: A Causal Analysis", *Pacific-Basin Capital Markets Research*, Amsterdam: North Holland, 1990.
- [13] KWON, C.S.; SHIN, T.S., "Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Market Returns", *Global Finance Journal*, 10:1, 1999, ss.71-81.
- [14] MURADOĞLU, G.; ÜNAL, M., "Weak Form Efficiency in Thinly Traded Istanbul Securities Exchange", *Middle East Business and Economic Review*, 6, 1994, ss.37-44.
- [15] ÇETİNER, İ., "Test of Overreaction in Istanbul Stock Exchange", Basılmamış MBA Tezi, İşletme Bölümü, Bilkent Üniversitesi, Ankara, 1993.
- [16] ÖZMEN, T., *Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme*. Sermaye Piyasası Yayınları, No:61, Ankara, 1997.
- [17] AKSOY, H.; SAĞLAM, İ., "Sınıflayıcı (Classifier) Sistem ile İMKB' de Yeni Bir Anomali Gözlemi", <http://www.econ.boun.edu.tr/papers/pdf/wp-01-15.pdf>.
- [18] MURADOĞLU, G.; ÖNKAL, D., "Türk Hisse Senedi Piyasasında Yarı-Güçlü Etkinlik", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 19(2), 1992, ss.197-207.
- [19] MURADOĞLU, G.; KIVILCIM M., "Inflation and the Stock Market: A Cointegration Analysis", *Boğaziçi Journal, Review of Social, Economic and Administrative Studies*, No.2, 1995, ss.207-216.
- [20] BALABAN, E.; CANDEMİR, H.B.; KUNTER K., "Stock Market Efficiency in a Development Economy: Evidence from Turkey", The Central Bank of Republic of Turkey, *Discussion Paper*, No: 9612, March 1996.
- [21] WILLIAMS, D.; GOODHART, C.A.E.; GOWLAND, D.H., "Money, Income, and Causality: The U.K. Experience", *The American Economic Review*, June, 1976, s.419.
- [22] MONTGOMERY, D.C.; JOHNSTON, L.A., *Forecasting and Time Series Analysis*, Mc-Graw-Hill, New York, 1976, s.206.
- [23] İŞİĞİÇOK, E., *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*, Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı Yayınları: 94, 1994, s.48.

- [24] DICKEY, D.A.; FULLER, W.A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of Am. Stat. Assoc.**, 74, 1979, ss.427-431.
- [25] DICKEY, D.A.; FULLER, W.A., "The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, 49, 1981, ss.1057-1072.
- [26] PERRON, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", **Econometric Analysis**, Vol. 57, No: 6, 1989, ss.1361-1401.
- [27] ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J., "Co-integration and Error Correction: Representation and Testing", **Econometrica**, 55, 1987, ss.251-276.
- [28] ENGLE, R.F.; YOO., B.S., "Forecasting and Testing in Co-integrating Systems", **Journal of Econometrics**, 35, 1987, ss.143-159.
- [29] GRANGER, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", **Econometrica**, 37, 1969, ss.428-438.
- [30] GRANGER, C.W.J., "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", **Journal of Econometrics**, 11, 1981, ss.121-130.
- [31] GHATAK, S.; MILNER, C.; UTKULU, U., "Exports, Export Composition And Growth: Cointegration And Causality Evidence For Malaysia", **Applied Economics**, 29, 1997, ss.213-223.

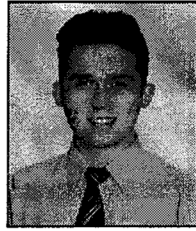


Hilmi ZENGİN

Karadeniz Teknik Üniversitesi,

Tel: +90 (462) 871 74 25
hzengin@hotmail.com

Hilmi ZENGİN has Ph.D. of Business Management at Karadeniz Technical University Social Sciences Institute. He is Professor in Economics at KTU. His research areas are applied mathematics, applied econometrics, models and forecasting techniques.



Serdar KURT

Karadeniz Teknik Üniversitesi,

Tel: +90 (462) 377 25 92
skurt10@mynet.com

Serdar KURT is M.Sc. of Economics Student at Karadeniz Technical University Social Sciences Institute. He is Research Assistant in Economics at KTU. His research areas are econometrics, time series.
