

PARA VE MALİYE POLİTİKALARININ İMKB ENDEKSİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN İNCELENMESİ: İMKB, MAKROEKONOMİK POLİTİKALAR AÇISINDAN BİLGİ ETKİN MİDİR ?

Levent ÇITAK*

ÖZET

Bu makalenin amacı, makroekonomik politikalarla İstanbul menkul kıymetler Borsası'ndaki hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu bağlamda, İMKB'nin makroekonomik politikalar açısından bilgi etkin olup olmadığı test edilmiştir. Para arzı ile İMKB hisse senetleri ve bütçe fazlası (veya açığı) ile İMKB hisse senetleri arasındaki ilişkiyi test etmek için Vektör Otoregresyon Modeli (VAR) bağlamında, Granger Nedensellik testleri kullanılmıştır. Bulgularımız İMKB'nin para politikası açısından bilgi etkin olduğunu, ancak; maliye politikası açısından bilgi etkin olmadığını ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler : Para politikası, maliye politikası, bilgi etkin piyasa, eşbütünleşme, vektör otoregresyon (VAR), vektör hata düzeltme modeli (VECM), Granger nedensellik testi

EXAMINING THE EFFECTS OF MONETARY AND FISCAL POLICIES ON ISE INDEX :IS ISE INFORMATIONALLY EFFICIENT WITH RESPECT TO MACROECONOMIC POLICIES ?

ABSTRACT

The purpose of this article is to examine the relationship between macroeconomic policies and stock prices at İstanbul Stock Exchange. Within this context, whether İstanbul Stock Exchange is informationally efficient with respect to macroeconomic policies has been tested. Granger Casualty tests have been used in the context of a Vector Autoregression Model to test the relationship between money supply and ISE stock prices, and budget surplus (or deficit) and ISE stock prices. Money supply has been used as the proxy for monetary policy and budget surplus (or deficit) for fiscal policy. Our findings indicate that ISE is informationally efficient with respect to monetary policy, while it is informationally inefficient with respect to fiscal policy.

Keywords : Monetary policy, fiscal policy, informationally efficient market, cointegration, vector otoregression (VAR), vector error correction model (VECM), Granger casualty test

*Öğretim Görevlisi,Dumlupınar Üniversitesi İİBF

GİRİŞ

Finans teorisinin temel ilkelerinden biri hisse senetlerinin değerini o hisse senedinden beklenen gelecekteki kar paylarının belirlemesidir. İşletmeler ortaklarına dağıttıkları kar paylarını, elde ettikleri kazançlarından dağıttıklarına göre, hisse senetlerinin değeri işletme kazançlarına bağlıdır denilebilir. İşletme kazançlarının yüksek olması ise ekonomik aktivitenin varlığına ve yüksekliğine bağlıdır. Makroekonomik teori, hem para politikası hem de maliye politikası ile beklenen gelecekteki ekonomik büyüklükler, dolayısıyla ekonomik aktivite arasında anlamlı bir ilişki olduğunu açıklar. Makroekonomik politikalar, gelecekteki ekonomik aktivite düzeyini, gelecekteki ekonomik aktivite düzeyi de hisse senedi fiyatlarını etkilediğine göre, makroekonomik politikalar ile hisse senedi fiyatları arasında güçlü bir ilişki olması beklenebilir.

Finans literatüründe, “Etkin Piyasalar Hipotezi”; sermaye piyasalarının “bilgi etkin”(informationally efficient) olduğu anlamında kullanılmaktadır. Sermaye piyasalarının “bilgi etkin” olması, gelecekte hisse senedi fiyatını etkileyebilecek faktörlerle ilgili olarak halihazırda bilinen bütün bilginin hisse senedinin fiyatının içinde yansıtılmış olması anlamına gelmektedir (Watkins_ <http://www.sjsu.edu/faculty/watkins/emh.htm>).

Menkul kıymetler borsasının makroekonomik politikalar açısından “bilgi etkin” olması, bu politikalarla ilgili bilgi kamuya açıklandığı anda, politikalarındaki değişiklik hızlı bir şekilde hisse senedi fiyatlarına yansıtılıyor demektir. Politikalarla ilgili eski bilgilerin etkisi geçmişteki hisse senedi fiyatlarına yansımış olduğundan, etkin bir piyasada eski bilgiler; hisse senedi fiyatlarındaki cari dalgalanmaları açıklamada fayda sağlamaz. Ancak, makroekonomik politikalar açısından bilgi etkin olmayan bir piyasada, bu politikalarla ilgili eski bilgiler, hisse senedi fiyatlarındaki cari dalgalanmaları açıklamada faydalıdır. Çünkü, bilgi etkin olmayan piyasalarda, hisse senetlerinin yeni bilgileri hazmetmesinde bir gecikme olmaktadır (Lee, 1997).

Literatürde, menkul kıymetler borsalarının, makroekonomik politikalar açısından bilgi etkin olup olmadığını inceleyen çalışmalar ortak bir sonuca ulaşmamışlardır. A.B.D ve sanayileşmiş birçok ülkedeki sermaye piyasalarının, makroekonomi politikalarının bir unsuru olan para politikası açısından “bilgi etkin” olduğunu destekleyen birçok makale olmasına rağmen, Belçika, Kanada, Fransa ve A.B.D sermaye piyasalarının maliye politikaları açısından bilgi etkin olmadıklarını ortaya koyan makalelerin de literatürde yer alması söz konusudur. Sanayileşmiş ülkeler için durum böyle iken Asya Kaplanları olarak anılan, Hon Kong, Singapur, Güney Kore ve Tayvan gibi yükselen piyasalarda, sermaye piyasalarının hem para politikası

hem de maliye politikası açısından “bilgi etkin” piyasalar olmadığı ve bu politikalarla hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemde ilişki olduğu ortaya koyulmuştur (Lee, 1997).

II. Bölümde, makroekonomik politikaların İMKB’nda işlem gören hisse senedi fiyatları üzerinde uzun vadeli etkisi olup olmadığını, yani İMKB’nın “bilgi etkin” olup olmadığını test etmek için kullandığımız veriler tanıtılmıştır. III. Bölüm, çalışmamızın metodolojisi üzerine olup, IV. Bölüm ampirik bulgulara ve V. Bölüm de sonuçlara ayrılmıştır.

VERİLER

Çalışmada İMKB’nda işlem gören “İMKB-100 Endeksi” içinde yer alan hisse senetlerinin para ve maliye politikaları açısından “bilgi etkin” olup olmadığını test etmek için, Ocak 1986 ve Aralık 1991 arası için aylık “para arzı”, “bütçe açığı veya fazlası” ve “İMKB-100 Endeksi” değerleri kullanılmıştır. Aylık; para arzı (milyar TL) ve bütçe dengesi (milyar TL) verileri; Merkez Bankası web sayfasından, <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi> adresinden alınmıştır. Para arzı değerleri M1 değerleridir. “İMKB-100 Endeksi” değerleri ise, “İMKB Şirketleri Aylık Fiyatlar ve Getiriler 1986-2001 Cilt II” başlıklı İMKB yayınından elde edilmiştir. “İMKB-100 Endeksi” Ocak 1986’da başlamış olup, söz konusu ay için endeksin değeri ilgili yayında 1’den başlamaktadır. Tablo-1’de çalışmada kullanılan 196 (16 x 12) aylık veriden ilk 12’si örnek olarak verilmiştir.

TABLO-1

	Bütçe Dengesi (TCMB, Aylık, Milyar)	Para Arzı (TCMB, Aylık, Milyar)	İMKB-100
Oca.86	107	2681,5	1,00
Şub.86	-21	2721,1	1,20
Mar.86	-78	2885,9	1,16
Nis.86	-184	2961,5	1,11
May.86	-186	3221,2	1,17
Haz.86	-376	3269,1	1,16
Tem.86	-446	3272,6	1,25
Ağu.86	-529	3544,8	1,43
Eyl.86	-523	3609,2	1,52
Eki.86	-453	3658,4	1,54
Kas.86	-399	3916,6	1,65
Ara.86	-1.407	5061,7	1,71

ZAMAN SERİLERİ ARASINDA EŞBÜTÜNLEŞME İLİŞKİLERİ VE HİPOTEZ TESTLERİ

Durağan olmayan (nonstationary) zaman serileri, ortalaması veya varyansı zaman içinde değişen serilerdir. Durağan olmayan bir zaman serisi, bir kere başladığı noktadan uzaklaşınca başlangıç noktasına; hatta mevcut değerine dönme eğilimi olmayan ve zaman geçtikçe daha da uzaklaşan stokastik bir süreç olarak tanımlanmaktadır. Durağan (stationary) bir zaman serisi ise, bir denge değerine dönme eğilimi taşıyan ya da mevcut değerinden uzaklaşma eğilimi olmayan bir süreçtir. Durağan olmayan serilerin dağılımı zaman içinde değiştiği için, durağan olmayan zaman serileri ile ilgili ekonometrik tahmin yapmak, durağan serileri ile ilgili ekonometrik tahmin yapmaktan çok daha zordur. Finansal ve ekonomik zaman serilerinin çoğu durağan olmayan seriler olduğu için, bu durum çok büyük bir kısıtlama gibi görülebilirse de, bireysel olarak her bir zaman serisini tahmin etmek yerine farklı zaman serilerinin kombinasyonları kullanılarak bu durumun üstesinden gelinir (Kim ve diğerleri).

Durağan olmayan bir süreç ile ilgili tahminlerin yapılmasının güçlüğü, durağan olmayan süreçleri durağan hale getirmeyi gerektirecektir. Örneğin bir X_1 değişkeninin zaman serisi durağan değilse, bu değişkenin gelecekteki değeri ile ilgili tahmin yapmak mümkün olmayabilecektir. Bir başka X_2 değişkeninin de X_1 gibi durağan olmadığını ve tahmin edilemez görüldüğünü varsayarsak, ya X_1 'i, ya X_2 'yi, ya da her ikisini de tahmin edebileceğimiz bir model formüle etme imkanı var mıdır ? Bu sorunun cevabı, X_1 ve X_2 'nin bir biçimde ilişkili olup olmadığına bağlıdır. X_1 ve X_2 arasındaki ilişkinin, bu değişkenlerin aldığı değerlerin birbirinden çok fazla uzaklaşmaması olduğu varsayılırsa, X_1 ve X_2 arasındaki fark zaman içinde nispi olarak istikrarlı olarak nitelendirilebilir. Eğer iki değişken arasındaki fark; herhangi bir yöne çok fazla sapmaksızın belirli bir sabit değer etrafında dalgalanıyorsa, X_1 ve X_2 arasında “eşbütünleşme” vardır denilmektedir (Kim ve diğerleri). “Engle ve Granger (1987), iki veya daha fazla durağan olmayan serinin doğrusal bir kombinasyonunun durağan olabileceğini belirtmişlerdir. Eğer böyle bir durağan doğrusal kombinasyon varsa, söz konusu durağan olmayan zaman serileri arasında “eşbütünleşme” vardır denir. Durağan lineer kombinasyon, “eşbütünleşme denklemi” olarak adlandırılır ve değişkenler arasındaki uzun vadeli denge ilişkisi olarak yorumlanabilir”.

Durağan olmayan bir zaman serisini durağan kılmak için değişkenin farkının alınması gerekmektedir. Durağan hale getirilebilmesi için d defa farkının alınması gereken bir değişken; $I(d)$ olarak veya “ d 'nci dereceden bütünlük” bir süreç olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca, $I(d)$ değişkeninin d adet “birim kökü” vardır denilir.

Zaman serilerinin düzey ve/veya farklarının birim köke sahip olup olmadıklarını test etmek için, yaygın olarak ADF Testi kullanılmaktadır. ADF (Geliştirilmiş Dickey Fuller) testi, ilgili değişkenin birim köke sahip olup olmadığını test etmek için aşağıdaki sıfır hipotezi (H_0) ve alternatif hipotezi (H_1) kullanılmaktadır:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (Birim Kök)}$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

Birim kökün varlığına dair boş hipotez, ilgili değişkenin tahmin edilen katsayısı ρ , istatistiksel olarak sıfırdan küçük olduğu zaman reddedilmektedir. Hesaplanan t istatistiği, ADF kritik değerinden büyük olduğu zaman boş hipotez reddedilmeyecek, bu da bizi birim kökün var olduğu sonucuna götürecektir. Hesaplanan t istatistiği ADF kritik değerinden küçük olduğu zaman ise, boş hipotez reddedilecek, bu da bizi birim kökün var olmadığı sonucuna götürecektir. Birim kökün var olması, ilgili değişkenin durağan olmadığı şeklinde yorumlanmaktadır. İlgili değişkenin, $d > 1$ olmak kaydıyla; d nci dereceden bütünleşik bir değişken olduğu ($I(d)$) şeklindeki boş hipotez, söz konusu değişkenin d kere farkı alınmak suretiyle test edilebilir (Lee, 1997).

İki veya daha fazla durağan olmayan serinin doğrusal bir kombinasyonu durağan bu seriler arasında eşbütünleşme olduğundan bahsetmiştik. “Johansen’in Eşbütünleşme Testi” nin amacı, durağan olmayan bir grup seri arasında eşbütünleşme olup olmadığını belirlemektir. Ancak Johansen’in eşbütünleşme testinin uygulanabilmesi için, gelecek değerleri birlikte tahmin edilecek olan X_1, X_2, \dots, X_n gibi değişkenlerin hepsinin aynı dereceden bütünleşmeye sahip olması gerekmektedir. Başka bir ifadeyle, durağan olmayan zaman serilerinin hepsinin de aynı sayıda birim köke sahip olması halinde eşbütünleşme testinin uygulanabilmesi mümkün olmaktadır (Lee, 1997).

- Bir Vektör OtoRegresyon (VAR) sistemi, değişkenlerin değerini tahmin etmek için kullanılan denklemlerin hepsinin sağ tarafında aynı değişkenlerin yer aldığı ve endojen (bağımlı) değişkenlerin gecikmeli değerlerini de içeren bir sistemdir. Bunun anlamı, sistemdeki her endojen değişkenin değerini, hem kendi gecikmeli (lagged) değerlerinin belirlemesi, hem de diğer endojen değişkenlerin gecikmeli değerlerinin belirlemesidir¹. Örneğin çalışmamızda kullandığımız İMKB 100 Endeksi, Bütçe Dengesi ve Para arzı değişkenleri için bir var modeli yazıldığında bütün

¹ Eviews 2.0 Help Dosyası, Vector Auto Regressions konusundan yararlanılmıştır

değişkenler endojen değişkenler olarak yer alacak ve herbir değişkeni belirleyen; kendi gecikmeli değerleri ile diğer endojen değişkenlerin gecikmeli değerleri olacaktır. İMKB 100, Bütçe dengesi ve Para arzının ortak bir şekilde bir VAR tarafından belirlendiğini varsayarsak ve tek egzogen değişkenin bir sabit (c) ise, endojen değişkenlerin iki gecikmeli (veriler aylık olduğu için iki ay gecikmeli) VAR sistem denklemi ve bireysel denklemler aşağıdaki gibi yazılır:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) nolu denklemde A_1 , A_2 ve B ; İMKB 100, Bütçe dengesi ve Para arzı değişkenlerinin tahmin edilecek olan katsayılarından oluşan matrislerdir.

$$\begin{aligned} \text{İMKB100}_t &= a_{11}\text{İMKB100}_{t-1} + a_{12}\text{BUTDENG}_{t-1} + a_{13}\text{PARAARZI}_{t-1} + \\ & b_{11}\text{İMKB100}_{t-2} + b_{12}\text{BUTDENG}_{t-2} + b_{13}\text{PARAARZI}_{t-2} + \\ & c_1 + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{BUTDENG}_t &= a_{21}\text{İMKB100}_{t-1} + a_{22}\text{BUTDENG}_{t-1} + a_{23}\text{PARAARZI}_{t-1} + \\ & b_{21}\text{İMKB100}_{t-2} + b_{22}\text{BUTDENG}_{t-2} + b_{23}\text{PARAARZI}_{t-2} + \\ & c_2 + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{PARAARZI} &= a_{31}\text{İMKB100}_{t-1} + a_{32}\text{BUTDENG}_{t-1} + a_{33}\text{PARAARZI}_{t-1} + \\ & b_{31}\text{İMKB100}_{t-2} + b_{32}\text{BUTDENG}_{t-2} + b_{33}\text{PARAARZI}_{t-2} + \\ & c_3 + \varepsilon_{3t} \end{aligned}$$

Yukarıdaki (2) nolu üç bireysel denklemdeki a_{ij} , b_{ij} ve c_i parametreleri tahmin edilecek olan katsayılardır.

Bir VAR modeli oluşturmak için değişkenler arasında eşbütünleşme olması şartı yoktur. Değişkenler arasındaki eşbütünleşmeyi dikkate alan bir model oluşturulmak istendiğinde bir “Vektör Hata Düzeltme Modeli” (VECM) kurmak gerekmektedir. VECM (Vector Error Correction Model), aralarında eşbütünleşme olduğu bilinen durağan olmayan seriler için kullanmak üzere dizayn edilen sınırlı bir VAR’dır.

- Bir değişkeni tahmin etmek için oluşturulan bir modeldeki değişkenin birinin diğerine neden olup olmadığını, yani belirleyip belirlemediğini test etmek için Granger tarafından “Granger Nedensellik Testi” geliştirilmiştir. Bir X değişkeninin Y değişkenini belirleyip belirlemediği sorusunu soran test ile, Y’nin değerinin ne kadarlık kısmını Y’nin geçmişteki değerlerinin etkilediği ve modele X değişkeninin gecikmeli değerlerini ekleyerek modelin

açıklayıcılığının geliştirilip geliştirilemeyeceği görülmek istenmektedir. Granger Nedensellik Testi sonucunda, eğer X değişkeninin Y değişkeninin tahmin edilmesine yardım ettiği ortaya çıkıyorsa, ya da başka bir ifadeyle gecikmeli X'lerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlıysa, X değişkeni Y değişkenine neden olmaktadır denilir². Örneğin, (2) nolu denklem kümesindeki 1 nci denklemi için bütçe dengesinin İMKB100'ü belirleyip belirlemediğini test etmek için yapılan Granger Nedensellik Test'inde BUTDENGEnin 1 ay ve 2 ay gecikmeli değişkenlerinin (BUTDENGEn-1 ve BUTDENGEn-2) katsayıları olan a₁₂ ve b₁₂ katsayılarının sıfır olup olmadığı test edilseydi şöyle bir karar kriteri belirlenirdi: katsayıların sıfır olduğu şeklindeki boş hipotez (H₀: a₁₂ = b₁₂ = 0) kabul edilseydi, bütçedengesi ; İMKB100'ü belirlemiyor sonucuna ulaşırdı. Başka bir ifadeyle, bütçe dengesinin gecikmeli geçmiş değerleri İMKB100 Endeksindeki dalgalanmaları açıklamada belirleyici değildir sonucuna ulaşırdı.

BULGULAR

Yukarıdaki bölümde bahsedilen testleri uygulamak için EViews programı kullanılmıştır. Öncelikle, İMKB100 Endeksi, Bütçe dengesi ve Para Arzı serilerinin durağan olmayan seriler olup olmadığını ve kaç adet birim köke sahip olduklarını belirlemek için "Geliştirilmiş Dickey Fuller" testi uygulanmıştır. Testin uygulanabilmesi için EViews programı, her değişken için optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesini gerektirmektedir. Optimal gecikme uzunluğu, "Akaike Bilgi Kriteri" (Akaike Information Criterion) ile belirlenebilmektedir. AIC, optimal gecikme uzunluğunun bulunmasında aşağıdaki formülü kullanmakta ve bu formülün değerini minimize eden (k) değeri optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir (Lee, 1997):

$$AIC(k) = T \ln \left(\frac{SSR(k)}{T} \right) + 2p \quad (3)$$

(3) nolu denklemde T gözlem sayısını, SSR(k) regresyonun; k gecikme uzunluğu iken oluşan farklarının kareleri toplamını ve p = k+1'i göstermektedir. İMKB100, BUTDENGEn ve PARAARZIn değişkenlerinin her biri için gecikme uzunluğu, 1 ile 12 ay arasındaki her k değeri için AIC(k)'nin değerini hesaplayarak bulunmuştur. EViews programında her üç değişkenimiz olan İMKB100, BUTDENGEn ve PARAARZIn için, kendileri bağımlı değişken ve gecikmeli değerleri (1'den 12'ye kadar) bağımsız değişken olacak şekilde regresyon denklemleri tahmin ettiğimizde; her farklı

² Eviews 2.0 Help Dosyası, Granger Nedensellik konusundan yararlanılmıştır.

gecikme deęerinin yer aldıęı regresyon denklemi için AIC deęerleri hesaplanmıřtır. Tablo-2’de her üç deęiřken için 1 aydan 12 aya kadar her gecikme deęerinde ortaya çıkan Akaike Bilgi Kriteri (AIC) deęerleri verilmiřtir. Düzey deęerleri için, minimum AIC deęerleri ve AIC’yi minimum yapan gecikme deęerleri siyah çerçeve içine alınmıřtır. Tablo-3’de ise, A bölümünde üç deęiřkenin düzey deęerleri için optimal gecikme deęerleri ile bu deęerlere karřılık gelen t istatistięi deęerleri yer almaktadır. B bölümünde üç deęiřkenin birinci farkları için optimal gecikme deęerleri ile bu deęerlere karřılık gelen t istatistięi deęerleri ve C bölümünde ise BUTDENGGE deęiřkeninin ikinci farkları için söz konusu deęerler yer almaktadır.

TABLO-2

DÜZEY DEęERLERİ				
GÖZLEM S.	GEÇİKME	BUTDENGGE	PARAARZI	İMKB100
	AY	AIC	AIC	AIC
191	1	31,11717	43,77612	16,52192
190	2	31,93074	43,78145	17,17156
189	3	32,53878	43,78681	17,53467
188	4	32,86513	43,7922	17,83906
187	5	33,08594	43,79762	18,13841
186	6	33,22584	43,80306	18,27195
185	7	33,27553	43,80854	18,44759
184	8	33,27612	43,81405	18,55225
183	9	33,18677	43,81958	18,65012
182	10	32,97409	43,82515	18,72644
181	11	32,6119	43,83075	18,81687
180	12	31,57048	43,83638	18,85199
minimum(AIC)		31,11717	43,77612	16,52192

BUTDENGGE, PARAARZI ve İMKB100 deęiřkenlerinin düzey deęerleri için Geliřtirilmiř Dickey Fuller (ADF) testi uygulanarak ařaęıdaki hipotezler test edilmiřtir:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (Birim kök var)}$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

H_0 hipoteziyle, deęiřkenlerin birim köke sahip olduęu, yani birinci dereceden bütünleřik olduęu $I(1)$, deęiřkenlerin birim köke sahip olmadıęı şeklindeki alternatif hipoteze karřı test edilmiřtir. Tablo-3’ün A bölümünde görüldüęü gibi BUTDENGGE ve İMKB100 deęiřkenleri için t istatistikleri, %1 anlam düzeyinde -3,4680 olan ADF kritik deęerinden büyüktür

(1,688754 > -3,4680 ve -0,28252 > -3,4680). O halde BUTDENGGE ve İMKB100 değişkenleri için H_0 hipotezi kabul edilmiştir. Bunun anlamı ise, bu değişkenlerin birim köke sahip oldukları ve durağan olmayan (nonstationary) seriler olduklarıdır. PARAARZI değişkeni için ise, H_0 hipotezi reddedilmiş (-9,747380 < -3,4680) ve birim kökün olmadığı ve serinin durağan olduğu ortaya çıkmıştır.

Tablo-3'ün B bölümünde ise ilgili değişkenlerin birinci farklarının, iki adet birim köke sahip olduğu, yani ikinci dereceden bütünleşik olduğu I(2) test edilmiştir. BUTDENGGE değişkeni için -2,34 > -3,4680 olduğu için H_0 kabul edilerek, değişkenin I(2) olduğu, yani iki adet birim köke sahip olduğu ortaya çıkmıştır. PARAARZI ve İMKB100 değişkenleri için ise, t istatistikleri ADF kritik değerinden küçük oldukları için (-16,70 < -3,4680 ve -9,61 < -3,4680) H_0 reddedilerek, değişkenlerin I(2) olmadığı ortaya çıkmıştır.

Tablo-3'ün C bölümünde ise, sadece BUTDENGGE değişkeninin ikinci farkı test edilmiştir. BUTDENGGE değişkeninin I(3) olduğu yani üç adet birim kökü olduğu şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmiştir. Çünkü, t istatistiği ADF kritik değerinden küçüktür (-15,64457 < -3,4680).

Yapılan "Geliştirilmiş Dickey Fuller" birim kök testi sonucunda PARAARZI değişkeninin "sıfır", İMKB100 değişkeninin "bir", BUTDENGGE değişkeninin ise, "iki" adet birim köke sahip olduğu ortaya çıkmıştır. Tablo-3'deki bütün Durbin-Watson İstatistiği değerlerine bakıldığında, hepsinin 2 civarında olduğu görülmektedir. Bunun anlamı, yaptığımız ADF birim kök testlerinin güvenilir olduğudur.

TABLO-3 Geliştirilmiş Dickey Fuller Yöntemi'yle Birim Kök Testi'nin Yapılması

A. Düzey Değerleri			
Değişkenler	k* (gecikme)	t	Durbin-Watson İstatistiği
BUTDENGGE	1	1,688754	2,015107
PARAARZI	1	-9,74738	2,000068
İMKB100	1	-0,28252	1,971695
B. Birinci Farklar			
Değişkenler	k* (gecikme)	t	Durbin-Watson İstatistiği
BUTDENGGE	12	-2,344318	1,95364
PARAARZI	1	-16,70334	2,16666
İMKB100	1	-9,613517	1,96876
C. İkinci Farklar			
Değişkenler	k* (gecikme)	t	Durbin-Watson İstatistiği
BUTDENGGE	1	-14,64457	2,069826

Not: Anlam düzeyi % 1 için ADF kritik değeri -3,4680 olup, k* Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre belirlenmiştir.

Değişkenler arasında eşbütünlük olup olmadığını test edebilmek için bütün değişkenleri aynı derecede bütünlük olması gerekmektedir. Bir başka ifadeyle her değişkenin aynı sayıda birim köke sahip olması gerekmektedir. Değişkenlerimizin herbiri farklı sayıda birim köke sahip oldukları için (PARAARZI = 0, İMKB100 = 1 ve BUTDENGİ = 2), Johansen'in Eşbütünlük Testi'ni uygulamamız ve bir Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) oluşturmamız mümkün olmamıştır. Dolayısıyla, EViews programını kullanarak İMKB100, BUTDENGİ ve PARAARZI değişkenlerinin endojen değişkenler olarak yer aldığı ve her bir değişkenin, kendi gecikmeli değerleri ile diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri tarafından belirlendiği, 12 ay gecikmeli ve egzogen değişkenin c sabiti olduğu bir "Vektör Otoregresyon" (VAR) oluşturduk. Söz konusu VAR, bağımlı değişken olarak her üç değişkenimizin de regresyon denklemlerini vermektedir. Ancak, makroekonomik politikaların İMKB 100 Endeksi üzerindeki etkisini araştırdığımız için İMKB100'ün bağımlı değişken olduğu regresyon denklemini kullanmakla yetineceğiz. İlgili regresyon denkleminde aşağıda yer verilmiştir:

$$\begin{aligned}
\text{İMKB100} &= 73,09684 + 0,629716*\text{İMKB100}(-1) - \\
&0,015217*\text{İMKB100}(-2) + 0,195162*\text{İMKB100}(-3) - \\
&0,330730*\text{İMKB100}(-4) + 0,121757*\text{İMKB100}(-5) - \\
&0,430694*\text{İMKB100}(-6) + 0,325728*\text{İMKB100}(-6) + \\
&0,325728*\text{İMKB100}(-7) - 0,123430*\text{İMKB100}(-8) + \\
&0,010922*\text{İMKB100}(-9) + 0,352600*\text{İMKB100}(-10) - \\
&0,688552*\text{İMKB100}(-11) - 0,021503*\text{İMKB100}(-12) - \\
&0,000350*\text{BUTDENGİ}(-1) + 0,0000613*\text{BUTDENGİ}(-2) + \\
&0,000288*\text{BUTDENGİ}(-3) - 0,000660*\text{BUTDENGİ}(-4) + \\
&0,0000596*\text{BUTDENGİ}(-5) - 0,000275*\text{BUTDENGİ}(-6) - \\
&0,000132*\text{BUTDENGİ}(-7) - 0,000252*\text{BUTDENGİ}(-8) + \\
&0,0000198*\text{BUTDENGİ}(-9) - 0,000521*\text{BUTDENGİ}(-10) + \\
&0,000259*\text{BUTDENGİ}(-11) - 0,0000801*\text{BUTDENGİ}(-12) + \\
&0,000000283*\text{PARAARZI}(-1) + 0,000000109*\text{PARAARZI}(-2) + \\
&0,0000000572*\text{PARAARZI}(-3) + 0,000000109*\text{PARAARZI}(-4) + \\
&0,000000151*\text{PARAARZI}(-5) + 0,0000000746*\text{PARAARZI}(-6) + \\
&0,000000135*\text{PARAARZI}(-7) + 0,000000161*\text{PARAARZI}(-8) + \\
&0,00000009*\text{PARAARZI}(-9) + 0,000000137*\text{PARAARZI}(-10) \\
&+0,000000162*\text{PARAARZI}(-11) + 0,000000116*\text{PARAARZI}(-12)
\end{aligned}$$

İMKB100 için hesaplanan Vektör Otoregresyon Denkleminin R² değeri 0,990459 olup, bu değer modelin güvenilir bir model olduğunu göstermektedir. Başka bir ifadeyle İMKB100 bağımlı değişkeninde meydana gelen değişimin % 99'undan fazlası İMKB100, BUTDENGİ ve PARAARZI değişkenlerinin 1 aydan 12 aya kadar gecikmeli değerleriyle açıklanabilmektedir. Bundan başka, bütçe dengesi ve para arzının, İMKB

100 Endeksine neden olup olmadığını görmek için Granger Nedensellik Testi yapılmıştır. Granger Nedensellik Testi ile, gecikmeli BUTDENG ve PARAARZI değişkenlerinin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları test edilmektedir. BUTDENG ve PARAARZI değişkenlerinin gecikmeli değerlerinin katsayılarının sıfıra eşit olduğu şeklindeki boş hipotez , katsayıların sıfırdan farklı olduğu şeklindeki alternatif hipoteze karşı test edilmiştir. Katsayıların sıfıra eşit olduğu şeklindeki boş hipotez ilgili değişkenlerin İMKB100'e neden olmadığı şeklinde de ifade edilebilir. Aşağıdaki Granger Nedensellik Testi'ne göre, BUTDENG için olasılık değeri (p) sıfır olduğu için H_0 'ın doğru olma olasılığı yoktur. Bu nedenle boş hipotez reddedilmiş, alternatif hipotez kabul edilmiştir. PARAARZI için ise olasılık değerinin 1'e yakın olması nedeniyle boş hipotez kabul edilmiştir.

Pairwise Granger Nedensellik Testi

Örnek: 1986:01 2001:12
Gecikme aralığı: 1 12

Boş Hipotez (H_0)	Gözlem	Olasılık (p)
BUTDENG İMKB100'e neden olmaz	180	0,00000
PARAARZI İMKB100'e neden olmaz	180	0,99098

SONUÇ

Granger Nedensellik Testi, BUTDENG için H_0 hipotezinin reddedilmesi, alternatif hipotezin kabul edilmesiyle sonuçlanmıştır. Alternatif hipotez BUTDENG, İMKB100'e neden olur şeklindedir. O halde BUTDENG değişkeni, bağımlı İMKB100 değişkenine neden olmaktadır. Başka bir ifadeyle, Granger Nedensellik Testi sonucunda BUTDENG değişkeninin gecikmeli değerlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıktığı için, İMKB100'deki değişimin bir kısmını BUTDENG değişkeninin geçmiş değerleriyle açıklamak mümkündür. PARAARZI için H_0 hipotezinin kabul edilerek, değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. O halde, PARAARZI değişkeninin geçmiş değerleri İMKB100'deki değişimi açıklayamamaktadır.

Sonuç olarak, bütçe dengesinin geçmiş değerleri, İMKB 100 Endeksi'nin bugünkü değerini etkiliyorsa, bütçe dengesi ile ilgili geçmiş bilgiler; zamanında hisse senedi fiyatlarına yansımamış demektir. Bütçe dengesi; iktisat literatüründe maliye politikasının bir aracı olduğuna göre, bunun anlamı İMKB 100 Endeksi'nin maliye politikası açısından "bilgi etkin olmadığı"dır. Benzer şekilde, para arzını geçmiş değerleri İMKB 100 Endeksi'nin bugünkü değerini etkilemediğine göre, geçmiş para arzı bilgileri

zamanında hisse senedi fiyatlarına yansımış demektir. Bunun anlamı ise, İMKB 100 Endeksi'nin para politikası açısından “bilgi etkin” olduğudur.

Bu sonuçlar ile, makro ekonomik politikaların hisse senedi piyasaları üzerindeki etkileriyle ilgili daha önce yapılmış çalışmalar karşılaştırıldığında farklı sonuçlar elde edildiği görülmektedir. Rozeff (1974) A.B.D'nde menkul kıymetler borsasının para politikası açısından bilgi etkin olduğu, yani geçmişteki para arzı verilerini kullanarak kar elde etme imkanının olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Rogalski ve Vinso (1977) ve Darrat (1987, 1990) belli başlı sanayileşmiş ülkelerde menkul kıymetler borsalarının para politikası açısından bilgi etkin olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca, Darrat (1988, 1990) ve Darrat ve Brocato (1994) Belçika, Kanada, Fransa ve A.B.D. menkul kıymet borsalarının maliye politikası açısından bilgi etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Ancak Hancock (1989) A.B.D'nde piyasaların hem para politikası, hem de maliye politikası araçları açısından etkin olduğunu ifade etmiştir. Ali ve Hasan (1993) ise, Darrat ve Brocato'nun bulgularının aksine, Kanada hisse senedi piyasasının maliye politikası açısından etkin olmadığına dair bir sonuca ulaşmamışlardır. Perales ve Robins, Meksika Borsası (Bolsa Mexicana de Valores) ile reel parasal ve ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında para politikası aracı olan M1 ile hisse senedi getirileri arasında Granger türü nedensellik olduğu sonucuna varmışlardır. Bunun anlamı, Meksika Borsası'nın para politikası açısından bilgi etkin olmadığıdır. Benzer bir sonuca, Darrat ve Mukherjee (1986), de ulaşmıştır. Darrat ve Mukherjee, Hindistan'da hisse senedi getirileri ile para arzı arasında anlamlı ilişkiler bularak, hisse senetleri piyasasının para arzı açısından bilgi etkin olmadığı sonucuna varmışlardır.

Yapılan çalışmalardan menkul kıymetler borsalarının maliye politikaları açısından bilgi etkin olup olmadığı konusunda bir fikir birliği olmadığı anlaşılmaktadır. Bahsi geçen çalışmaların büyük bir çoğunluğunda ise, gelişmiş ülkelerde menkul kıymet borsalarının para politikaları açısından bilgi etkin olduğu sonucuna varıldığı görülmektedir. İMKB'nın para politikası açısından bilgi etkin olduğu şeklindeki bulgularımız bununla tutarlıdır. Muradoğlu ve Metin (1996)'in de enflasyon ile hisse senedi fiyatları arasında eşbütünleşme analizi yaparak İMKB'nın parasal değişkenlere göre etkin olduğu sonucuna vardıkları görülmektedir. Ancak İMKB, para politikası açısından bilgi etkin görülürken, yine gelişmekte olan borsalar olan Hindistan ve Meksika Borsası'nın para politikası açısından bilgi etkin olmaması ilgi çekicidir. Bu durum, her üç ülkenin finansal piyasalarının kendine özgü özelliklerinin olmasından kaynaklanabilir. Son olarak, bu farklılığa bir başka çalışmayla ışık tutulabileceğini söyleyelim.

KAYNAKÇA

ALİ, Syed M., HASAN, M. Aynul , “Is the Canadian stock market efficient with respect to fiscal policy ? Some vector autoregression results”, **Journal of Economics and Business**, Volume:45, Issue:1, Feb 1993, s.s.49-59.

DARRAT, Ali F., MUKHERJEE, Tarun K., “The behavior of the stock market in a developing country”, **Economic Letters**, Volume:22, Issues:2-3, 1986, s.s.273-278

EViews 4.0 Users Guide, s. 519 : R.F. Engle ve C.W.J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, 1987

Granger Nedensellik konusu, Eviews 2.0 Programı Help Dosyası.

HANCOCK, D.G. “Fiscal policy, monetary policy and the efficiency of the stock market”, **Economic Letters**, Volume:31, Issue:1,1989,s.s.65-69.

KIM Jongwoo , MALZ, Allan M. ve MINA, Jorge , “LongRun Technical Document”, <http://www.riskmetrics.com>

LEE, Unro “Stock Market and Macroeconomic Policies: New Evidence from Pacific Basin Countries”, **Multinational Finance Journal**, Vol. 1, No. 1, 1997, s.s.273-288.

MURADOĞLU, Gülnur , METİN, Kıvılcım, “Efficiency of the Turkish Stock Exchange with respect to monetary variables: A cointegration analysis”, **European Journal of Operational Research**, Volume:90, Issue:3, 1996, s.s.566-576.

PERALES, Norma A. Hernandez, ROBINS, Russell , “The Relationships between Mexican Stock Market Returns and Real, Monetary and Economic Variables.4.,http://www.egade.sistema.itesm.mx/investgaciun/documentos/13egade_normahdz/pdf

ROZEFF, Michael S., “Money and stock prices: Market efficiency and the lag in effect of monetary policy”, **Journal of Financial Economics**, Volume:1, Issue:3, Sep 1974,s.s.245-302.

Vector Auto Regressions konusu, Eviews 2.0 Programı Help Dosyası.

WATKINS Thayer, “The Efficient Market Hypothesis”,
<http://www.sjsu.edu/faculty/watkins/emh.htm>