

PAPER DETAILS

TITLE: Enflasyonun Borsa Performansi Üzerindeki Etkisi

AUTHORS: Osman Karamustafa,Aykut Karakaya

PAGES: 23-35

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/252055>

Enflasyonun Borsa Performansı Üzerindeki Etkisi

Osman Karamustafa*

Aykut Karakaya**

Özet: Bu çalışmanın amacı, enflasyon oranının İMKB performansı üzerindeki etkisini araştırmaktır. Çalışmada borsa performansı göstergesi olarak işlem hacmi, piyasa değeri, işlem miktarı, sözleşme sayısı, işlem gören şirket sayısı ve endeks değeri kullanılmıştır. Enflasyon göstergesi olarak ise TÜFE alınmıştır. Çalışma, "Johansen-Juselius Koentegrasyon Testi" (JJ) aracılığıyla oluşturulan "Hata Düzeltme Modeli" (ECM) ile enflasyonun 1995: 01 - 2003: 06 dönemindeki borsa performansı üzerindeki kısa dönem dinamikleri dikkate alınarak uzun dönem etkisine yönelik bazı ampirik bulgular ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Borsa performansı, Enflasyon, Koentegrasyon, ECM

1. Giriş

Gelişen birçok ekonomide olduğu gibi, Türk ekonomisi için de enflasyonun kontrol altına alınması ekonomik gelişme için ana hedef haline almıştır. Gelişen ekonomilerde enflasyonla mücadelede önemli adımlar atılmış olmasına rağmen, Türkiye’de son aylardaki düşme trendi hariç, önemli bir başarı sağlanamamıştır. Enflasyonun uygulanan ekonomik programlar yanı sıra, borsa performansını da olumsuz etkilediği varsayımıyla bu çalışmada, enflasyon trendinin borsa performansı üzerindeki etkisi incelenmeye çalışılmaktadır.

Teorik olarak genel fiyat seviyesindeki artış olarak ifade edilen enflasyon, hisse senedi fiyatlarını aynı doğrultuda etkilemektedir. Enflasyon oranındaki artış milli paranın değerini düşüreceğinden hisse senetlerinin fiyatında bir artış olacaktır. Bu bakış açısı ile, teoride enflasyon ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif yönlü bir ilişki beklenir. Ancak yapılan pek çok ampirik çalışmada bu kanıtlanamamış olduğu gibi teorinin aksi yönünde sonuçlar ortaya konulmuştur (Lintner, 1975; Bodie, 1976;

* Doç. Dr. Osman Karamustafa Karadeniz Teknik Üniversitesi, Rize MYO’nda öğretim üyesidir.

** Aykut Karakaya Karadeniz Teknik Üniversitesi, İşletme Bölümü’nde araştırma görevlisidir.

Jaffe ve Mandelker, 1976; Nelson, 1976; Fama ve Schwert, 1977; Fama, 1981; Feldstein, 1982; Gültekin, 1983; Dokko and Edelstein, 1987; Barnes vd., 1999).

Chen vd. (1986), beklenen ve beklenmeyen enflasyon bileşenlerinin hisse senedi fiyatları üzerinde negatif yönlü ve anlamlı bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. 1958-1984 dönemi aylık veriler üzerinden gerçekleştirilen buna benzer bir çalışmada da yine aynı yönde bulgulara ulaşılmıştır (Chen ve Jordan, 1993).

Uzun ve kısa dönemin birlikte ele alındığı Boudoukh ve Richardson'ın (1993) Amerika ve İngiltere verileri üzerindeki çalışmasında, bir yıllık kısa dönem için enflasyon oranı ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki görülürken, beş yıllık uzun dönemde bu ilişkinin pozitif yönlü olduğu ortaya konmuştur. Benzer yönlü bir ilişki aynı yazarların başka bir çalışmasında da vurgulanmıştır (Boudoukh vd., 1994).

Danimarka ve Amerika verileri üzerinde Engsted ve Tanggaard'ın (2002) gerçekleştirdikleri çalışmada, ülkeler arasında enflasyon oranları-hisse senedi getirisi ilişkilerinde farklılıklar ortaya konmuştur. Buna göre, Danimarka için beklenen enflasyon ile beklenen hisse senedi getirileri arasında uzun dönemde ters yönlü ilişki söz konusu iken, bu ilişkinin kısa dönemde görülmediği, Amerika için ise enflasyon ve beklenen getiri arasında uzun dönemde pozitif yönlü fakat oldukça zayıf bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.

Çoğu Amerikan ve İngiliz piyasalarında gerçekleştirilen bu çalışmalar sonucunda gelişmiş piyasalarda enflasyon oranları ile hisse senedi fiyatları arasında ters yönlü ilişkinin varlığı ortaya konmuştur. Avrupa piyasalarında gerçekleştirilen çalışmalarda yine enflasyonun borsa hisse senetleri fiyatı üzerinde ters yönlü etkisinin olduğu tespit edilmiştir (Asprem, 1989; Wasserfallen, 1989). 1978-1989 dönemi için İtalya verileri üzerinde yapılan çalışma sonuçları, enflasyondaki artışın hisse senedi fiyatlarını olumsuz etkilediğini ortaya koymuştur (Bottazzil ve Corradi, 1991). McCarthy, Najand, Seifert (1990) tarafından Amerika, İngiltere ve Almanya verileri üzerinde gerçekleştirilen çalışmada, literatürdeki diğer çalışmalara benzer şekilde enflasyon ile hisse senedi getirileri arasında negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.

Gelişmekte olan piyasalar üzerinde yapılan çalışmalarda da benzer sonuçlar elde edilmiştir (Erb vd. 1995). Türkiye'de 1990-2002 dönemi için enflasyonun hisse senedi getirileri üzerindeki ters yönlü etkisinin ele alındığı çalışmada, söz konusu etkinin beklenmeyen enflasyondan kaynaklandığı ortaya konmuştur (Karamustafa ve Duman, 2003).

Khil ve Lee'nin (2000), Amerika ve 10 Asya ülkesi (Avustralya, Hong Kong, Endonezya, Japonya, Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland) üzerinde 1970-1997 dönemi için gerçekleştirdikleri çalışmada, Malezya hariç tüm ülkelerde enflasyon oranları ile hisse senedi getirileri arasında negatif yönlü bir ilişki be-

lirlemişlerdir.

Choudhry (2001), 1980 ve 1990'lı yıllarda yüksek enflasyonun yaşandığı Arjantin, Şili, Meksika ve Venezüella verilerine dayanarak enflasyon ve hisse senedi getirileri üzerinde gerçekleştirdiği çalışmada, kısa dönemde pozitif yönlü anlamlı bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. Ancak reel getiri ve beklenen enflasyon arasında ise kısa dönem açısından negatif yönlü bir ilişki tespit etmiştir. Reel getiri ve enflasyon arasındaki ters yönlü ilişki Hindistan verilerinde de görülmüştür (Chatrath, Ramchander ve Song, 1996).

Literatürdeki birçok çalışma enflasyon oranı ile hisse senedi fiyatı veya getirileri üzerinde yoğunlaşmış olmasına rağmen, enflasyon trendinin işlem hacmi, işlem miktarı gibi performans kriterlerine etkisi zayıf düzeydedir. Omran ve Pointon (2001), Mısır piyasasında 1980-1998 dönemi yıllık verileri üzerinden gerçekleştirdikleri çalışmada enflasyon oranlarının borsa aktivitesi ve likiditesi üzerinde negatif etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Bu çalışmada 1995: 01 - 2003: 06 dönemi, aylık veriler üzerinden ele alınan borsa performans kriterlerinin enflasyon trendinden nasıl etkilendiği araştırılmaktadır.

2. Hipotezler ve Veri Seti

Çalışmada borsa performansı göstergesi olarak altı değişken kullanılmıştır. Tamamı logaritmik dönüşümlü olmak üzere kullanılan değişkenler şunlardır: işlem hacmi: (X1), piyasa değeri: (X2), İMKB-100 endeksi: (X3), işlem miktarı: (X4), sözleşme sayısı: (X5) ve işlem gören şirket sayısı: (X6). Enflasyon göstergesi olarak ise, TÜFE (Y) değerleri kullanılmıştır. “Enflasyonun artması borsa performansını olumsuz yönde etkiler” yönündeki çalışmanın ana hipotezi altı başlık altında toplanmıştır.

Hipotez 1: Enflasyonun azalması, işlem hacmini artırır.

Hipotez 2: Enflasyonun azalması, piyasa değerini artırır.

Hipotez 3: Enflasyonun azalması, borsa endeksini artırır.

Hipotez 4: Enflasyonun azalması, işlem miktarını artırır.

Hipotez 5: Enflasyonun azalması, sözleşme miktarını artırır.

Hipotez 6: Enflasyonun azalması, borsada işlem gören şirket sayısını artırır

Hipotezleri test etmek için kullanılacak verilerin tamamının aylık olarak sunulmaya başlandığı 1995 yılı çalışmanın başlangıcıdır. Bu doğrultuda, çalışmanın veri seti 1995: 01 - 2003: 06 dönemine ilişkin aylık verilerden oluşmaktadır. Veri seti İMKB ve TCMB'nın elektronik veri dağıtım sisteminde elde edilmiştir.

3. Metodoloji

Zaman serilerinin analizinde uzun ve kısa dönem arasındaki ilişkileri birlikte ele a-

lan çalışmalar genellikle bir hata düzeltme modeli (ECM) ile oluşturmaktadır (Engel ve Granger 1987). ECM modelinin temeli, oluşturulan bir zaman serisi modelinin kısa dönem dinamiklerini, hata düzeltme terimi aracılığıyla uzun dönem ilişkisini de dikkate alarak analizine dayanmaktadır.

Modelin oluşturulabilmesi için, ilk önce ele alınan değişkenlerin durağan olduğu seviyelerin belirlenmesi gerekmektedir (Dickey ve Fuller 1979). Bir zaman serisinin, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır (Gujarati 1999: 713). Ortalaması, varyansı ve ortak varyansı sırasıyla Denklem 1'deki gibi olan bir Y_t zaman serisi eğer durağan ise, ele alınan zaman boyutu içerisinde bu üç değer ne zaman ölçülürse ölçülün aynı olacaktır.

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \\ \text{var}(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \\ \gamma_t &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \end{aligned} \quad (1)$$

Durağanlık şartlarını sağlamaksızın serilerin denklemlere konulması, gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olur (Granger, Newbold, 1974). Bu doğrultuda çalışmada kullanılan serilerin durağanlık sınaması testleri Dickey-Fuller (1979; 1981) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)” testi ile yapılmıştır. Bu testi uygulayabilmek için, çalışmada kullanılan her seri için (2) nolu regresyon denkleminde göre tahmin yapılmıştır.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \text{Trend} + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklemden Δ devresel farkı belirtmekte olup $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ dir. Modeldeki α , sabit terimi, *Trend* zaman yada genel eğilim değişkenini, ε ise, modelin kalıntılarını vermektedir. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, tahmin edilen regresyon denkleminin ardışık bağımlılık probleminden arındırılmasına bağlıdır. Bu denklemden ardışık bağımlılık probleminin giderilmesi, bağımlı değişkenin birinci devresel farkının “ k ” dönemlik gecikmesinin açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmesini gerekli kılmaktadır. Denklemden “ k ” olarak ifade edilen gecikme uzunluğu, Akaike (1969) tarafından geliştirilen AIC (Akaike Information Criterion) yöntemi kullanılarak tespit edilmiştir.

ADF testi, yukarıda tahmin edilen regresyon denkleminde $\rho=0$ olup olmadığını test eder. H_0 hipotezi ($\rho=0$) reddediliyor ise, Y değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğu, H_0 hipotezinin kabulünde ise, durağan olmadığı belirlenmiştir. Orijinal seviyede durağan olmayan bir zaman serisinin durağanlığı bulununcaya kadar birinci, ikinci ve gerekiyorsa üçüncü devresel farkları için bu işlemler yine-

lenmektedir. Gecikme uzunlukları belirlenen denklemlerin ADF-t istatistiği McKinnon (1990) kritik değerleri ile karşılaştırılarak, değişkenin test edilen seviyede durağan olup olmadığı belirlenir.

Tablo 1, çalışmadaki değişkenlerin durağanlık seviyelerine ilişkin genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök test sonuçlarını sunmaktadır.¹ Çalışmada kullanılan değişkenlerin kendi düzeylerindeki birim kök sonuçları $X5$ (Sözleşme sayısı) için trendsiz ve trend içeren model için $I(0)$ olduğu yani durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Tablo sonuçları ayrıca, $X4$ (İşlem miktarı) için trend içeren ADF denklemi hariç diğer değişkenlerin kendi düzeylerinde durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Birinci devresel farklarına ilişkin birim kök sonuçları incelendiğinde ise ele alınan değişkenlerin tamamının $I(1)$ olduğu görülmektedir.

Tablo 1 : Piyasa Değişkenleri ve Enflasyon Oranının Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Test Sonuçları

Değişken*	ADF-t istatistiği (Düzey)		ADF-t istatistiği (Birinci Fark)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
X1 (2) (1)	-1.4327 [-2.8906]	-2.5700 [-3.4552]	-9.8213 [-2.8906]	-9.8068 [-3.4552]
X2 (1) (1)	-1.9960 [-2.8903]	-1.3413 [-3.4548]	-7.5632 [-2.8906]	-7.7601 [-3.4552]
X3 (1) (1)	-1.9750 [-2.8903]	-1.5326 [-3.4548]	-7.3276 [-2.8906]	-7.4660 [-3.4552]
X4 (1) (5)	-1.0386 [-2.8903]	-4.6812 [-3.4548]	-6.3654 [-2.8918]	-
X5 (1) (1)	-3.4870 [-2.8903]	-5.3284 [-3.4548]	-	-
X6 (12) (1)	-1.6322 [-2.8939]	-2.1142 [-3.4602]	-6.8575 [-2.8906]	-6.8260 [-3.4552]
y (12) (1)	-1.9552 [-2.8939]	.46177 [-3.4602]	-5.1907 [-2.8906]	-6.5519 [-3.4552]

* Parantez içi değerlerin ilki değişkenlerin kendi düzeylerindeki, ikincisi ise birinci devresel farklarındaki gecikme uzunluklarını göstermektedir.

** Köşeli parantez değerleri % 95 düzeyindeki McKinnon kritik değerleridir.

Tablo 1'deki sonuçlar $X5$ değişkeni hariç diğer değişkenlerin uzun dönemde y ile lineer birlikteliği taşıyıp taşımadığının testine imkan sağlamaktadır. Çalışmada enflasyonun borsa performansı üzerindeki uzun dönem ilişkisini belirlemek için Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen koentegrasyon testi kullanılmıştır. Johansen-Juselius (JJ) koentegrasyon tekniği, durağan olmayan serilerin farkları ile seviyelerini içeren VAR (Vector Auto Regression-Vektör Ardışık Bağımlı) tahmi-

¹ Birim Kök Testi ve çalışmada kullanılan diğer ekometrik çözümler için, RATS 4.20 ve Microfit 3.0 programları kullanılmıştır.

ninden oluşur. Seviyelerinde durağan olmayan iki seri (X ve Y) düşünülün. Bu durumda, Z , X ve Y serilerini içeren bir vektör olmak kaydıyla, JJ tahmini için oluşturulan VAR modeli (3) nolu denklemde görüldüğü gibi olacaktır:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada; Γ_i , ($i = 1, 2, \dots, k-1$) Z_t vektörünün birinci farkının gecikmelerini ifade eden değişkenlerin parametreler matrisini; Π , değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisini ve ε de VAR modelinin kalıntı değerlerini ifade etmektedir. ΠZ matrisi, Z vektöründe yer alan değişkenlerin seviyelerine ilişkin doğrusal kombinasyonlar içerdiğinden, bu matrise bakarak modelin uzun dönem özellikleri hususunda bilgi edinmek mümkündür. VAR modelindeki gecikme dönem sayısının tespitinde “Akaike Bilgi Kriteri” kullanılmıştır.² Aralarında uzun dönem ilişkisi aranan değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla değerlendirilmiştir. Bunlardan biri “İz”, diğeri “Maksimum Özdeğer Test” istatistiğidir. İz testi, Π matrisinin (değişkenlerin seviye değerlerini içeren vektörün katsayılar matrisinin) rankını inceler ve matris rankının r 'ye eşit ya da r 'den küçük olduğunu ifade eden H_0 hipotezini test eder.³ Maksimum özdeğer test istatistiği ise, koentegre vektörün r olduğunu ifade eden H_0 hipotezini, $r+1$ olduğunu ifade eden alternatifine karşı test eder. Her iki test istatistiğinin kritik değerleri, Johansen ve Juselius (1990) tarafından verilmiştir. Eğer Π matrisinin rankı sıfır ise, Z matrisini oluşturan değişkenlerin birbirleriyle koentegre olmadıkları yani uzun dönemde birlikte hareket etmedikleri sonucuna ulaşılır. Aynı matrisin rankı en az “bir” ise, Z matrisindeki iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucu elde edilir.

Aralarında bir adet koentegre ilişki olan iki değişken için uzun dönem ilişki 4 nolu denklemdeki gibi olacaktır. Denklemde X ve Y bağımlı ve açıklayıcı değişkenleri, β değişkenlere ait parametreleri, ε ise modelin hata terimlerini ifade etmektedir.

$$\beta_1 X_t + \beta_2 Y_t + \varepsilon_t = 0 \quad (4)$$

JJ koentegre vektörün hata terimleri bir gecikme ile açıklayıcı değişken olarak konulduğu 5 nolu denklem ise, kısa dönem dinamikleri de dikkate alan uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyan “Hata Düzeltme Modeli”ni (ECM) oluşturmaktadır.

$$\Delta X_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} \Delta Y_{t-j} + \alpha_3 e_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

Buradaki (delta) değişkenlerin durağan oldukları seviyelerine ilişkin olarak birin-

² Akaike Bilgi Kriterinin uyarlanmış şekli $AIC = T \log |\Sigma| + 2N$ formülü ile gösterilebilir. Burada; $|\Sigma|$, hata terimleri kovaryans matrisinin determinantını, T , gözlem sayısını ve N de tahmin edilen denklemlerdeki toplam parametre sayısını göstermektedir.

³ r koentegrasyon vektör sayısıdır.

ci devresel farkı ifade etmektedir. Modelin bağımsız değişkenleri X , Y ve ε sırasıyla otoregresif değişken, enflasyon ve 3 nolu denklemin hata terimleri serisinin bir gecikmesini ifade etmektedir.

3. Analiz Sonuçları

Tablo 2’de, enflasyonun borsa performansı üzerindeki uzun dönem ilişkilerini ortaya koyan Johansen-Juselius koentegrasyon testi sonuçları gösterilmiştir. Tabloda enflasyonun sırasıyla işlem hacmi, piyasa değeri, endeks, işlem miktarı ve işlem gören şirket sayısı ile uzun dönem koentegre vektör sayısı testleri ve vektörel ilişkileri ayrı ayrı ortaya konmuştur. İz testi (Trace Test) ve Maksimum Özdeğer Testi (Max. Eigenvalue) enflasyon ile borsa performansı göstergelerinin uzun dönemde doğrusal birlikteliğinin olduğunu ortaya koymaktadır. Vektörel ilişkiler analiz edildiğinde ise enflasyonun ele alınan borsa performans kriterleri ile uzun dönemde doğrusal birlikteliğinin olduğu görülmektedir.

Tablo 2 : Johansen-Juselius Koentegrasyon Test Sonuçları ($\beta_1 X_t + \beta_2 Y_t = 0$)

Vektör 1 (İşlem Hacmi - Enflasyon)

$X1$ -1

y 1.0944

VAR modelinin maksimum gecikme uzunluğu (AIC): 2

Koentegre Vektör Sayısı Testi

<u>Hipotezler</u>	<u>Maximal Eigenvalue</u>
$H_0: r=0, H_a: r=1$	16.9366 [14.9000]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	7.9457 [8.1760]

<u>Hipotezler</u>	<u>Trace Test</u>
$H_0: r=0, H_a: r \geq 1$	24.8823 [17.9530]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	7.9457 [8.1760]

Vektör 1 (Piyasa Değeri- Enflasyon)

$X2$ -1

y 20.2964

VAR modelinin maksimum gecikme uzunluğu (AIC): 1

Koentegre Vektör Sayısı Testi

<u>Hipotezler</u>	<u>Maximal Eigenvalue</u>
$H_0: r=0, H_a: r=1$	22.4327 [14.9000]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	4.5614 [8.1760]

<u>Hipotezler</u>	<u>Trace Test</u>
$H_0: r=0, H_a: r \geq 1$	26.9941 [17.9530]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	4.5614 [8.1760]

Vektör 1 (Endeks- Enflasyon)

$X3$ -1

y -39.4157

Tablo 2 (Devam)

VAR modelinin maksimum gecikme uzunluğu (AIC): 1

Koentegre Vektör Sayısı Testi

<u>Hipotezler</u>	<u>Maximal Eigenvalue</u>	<u>Hipotezler</u>	<u>Trace Test</u>
$H_0: r=0, H_a: r=1$	22.3059 [14.9000]	$H_0: r=0, H_a: r \geq 1$	26.6760 [17.9530]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	4.3701 [8.1760]	$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	4.3701 [8.1760]

Vektör 1 (İşlem Miktarı- Enflasyon) $X4$ -1 y 1.4152

VAR modelinin maksimum gecikme uzunluğu (AIC): 2

Koentegre Vektör Sayısı Testi

<u>Hipotezler</u>	<u>Maximal Eigenvalue</u>	<u>Hipotezler</u>	<u>Trace Test</u>
$H_0: r=0, H_a: r=1$	21.9418 [14.9000]	$H_0: r=0, H_a: r \geq 1$	29.9007 [17.9530]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	7.9589 [8.1760]	$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	7.9589 [8.1760]

Vektör 1 (İşlem Gören Şirket Sayısı- Enflasyon) $X6$ -1 y -1.1725

VAR modelinin maksimum gecikme uzunluğu (AIC): 1

Koentegre Vektör Sayısı Testi

<u>Hipotezler</u>	<u>Maximal Eigenvalue</u>	<u>Hipotezler</u>	<u>Trace Test</u>
$H_0: r=0, H_a: r=1$	22.4894 [14.9000]	$H_0: r=0, H_a: r \geq 1$	27.6633 [17.9530]
$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	5.1739 [8.1760]	$H_0: r \leq 1, H_a: r=2$	5.1739 [8.1760]

Notlar: (1) Parantez içi değerler %5 düzeyindeki kritik değerlerdir. (2) Oluşturulan VAR modellerinin maksimum gecikme uzunlukları *Akaike Bilgi Kriteri (AIC)*'ni minimum yapan değer ile belirlenmiştir. (3) r koentegre vektör sayısıdır.

JJ koentegre denklemlerinden elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeleri açıklayıcı değişken olarak konulan “Hata Düzeltme Modeli” (ECM) sonuçları Tablo 3’de özetlenmiştir. Model, enflasyonun borsa performansı üzerindeki kısa ve uzun dönem ilişkisini birlikte sunmaktadır. Modelin optimum gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri ile belirlenmiştir. VAR modelinin katsayıları t ve F testi ile ortaya konmuş ve gecikmelerin borsa performansı üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılmıştır. F değerleri işlem hacmi, işlem miktarı ve şirket sayısı ile koşulan regresyon modellerinin anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 3 : Hata Düzeltme Modeli (Enflasyonun Borsa Performansı Üzerindeki Etkisi)

Performans Göstergeleri (ΔX)	İşlem Hacmi	Piyasa Değeri	Endeks	İşlem Miktarı	Şirket Sayısı
C	2.487 (2.634)*	-.003 (-.045)	-.030 (-.332)	1.678 (2.235)**	.002 (.027)
ECM_{t-1}	-.254 (-2.71)***	.000 (.240)	.000 (.008)	-.351 (-2.182)**	-.000 (-.070)
ΔX_{t-1}	-.186 (-1.634)*	-.095 (-.892)	-.0710 (-.683)	-.242 (-1.433)	.015 (.146)
ΔX_{t-2}	-.164 (-1.645)*	-	-	-.338 (-2.100)**	.003 (.031)
Δy_{t-1}	4.595 (2.104)**	.324 (.305)	.731 (.666)	1.863 (.942)	.351 (-.070)
Δy_{t-2}	-	1.868 (1.765)*	1.815 (1.681)*	-	-
R^2	.224	.065	.067	.364	.241
F (Sig)	6.835***	1.634	1.660	4.580***	1.635*

Notlar: (1) ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı, (2) Parametre katsayıları altındaki parantez değerler t istatistikleridir. (3) VAR modelinin gecikme uzunlukları AIC ile belirlenmiştir.

Tablo 3'teki değerler enflasyonun işlem hacmi ve işlem miktarı üzerinde % 1 ve % 5 düzeyinde anlamlı ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Hata teriminin negatif ve anlamlı katsayısı enflasyon trendinin uzun dönemde işlem hacmi ve işlem miktarı üzerinde olumsuz etkisini ortaya koymaktadır.

Uygulanan bir kısıtlı regresyon çözümlemesi ile değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ortaya konmuştur. Hata düzeltme modelinde test edilen sıfır hipotezi;

$$H_0: \alpha_y = \alpha_{11} (i) = \alpha_{12} (j) = 0 \text{ (} i=1 \dots n \text{ ve } j= 1 \dots m \text{) dir.}$$

F testi⁴ sonuçları işlem hacmi (F=17.350; p=.000) ve şirket sayısı (F=22.933;

⁴ Test, kısıtsız regresyon denklemlerindeki bazı değişkenin modelde sabit tutulmak suretiyle aşağıdaki gibi hesaplanan F değeri ile, hariç tutulan değişkenlerin modele olan katkısının anlamlılık düzeyi ortaya konmaktadır (Griffiths vd. 1993:381).

$p=.000$) için kısıtsız modelin anlamlı olduğunu, piyasa değeri ($F=3.078$; $p=.08$), endeks ($F=2.876$; $p=.09$) ve işlem miktarı ($F=.002$; $p=.961$) için ise kısıtlı modelin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

F testi sonuçlarına göre Tablo 3'deki kısa dönem değişkenler arası ilişkiler incelendiğinde, enflasyonun bir dönemlik gecikmesinin % 5 anlamlılık düzeyinde işlem hacmi üzerinde pozitif yönlü bir etkisinin olduğu, bu etkinin uzun dönemde kaybolduğu görülmektedir. İşlem hacminin aynı zamanda bir ve iki dönem gecikmiş değerlerinden de düşük anlamlılık düzeyinde etkilendiği ortaya çıkmıştır. Enflasyonun işlem gören şirket sayısı üzerindeki etkisini ortaya koyan hata düzeltme modeli anlamlı olmasına rağmen ($F=1.635$; $p<.10$), model gerek kısa gerekse uzun dönemde enflasyonun anlamlı etkisini gösterememiştir.

Tablo 3'teki ikinci anlamlı model enflasyonun işlem miktarı üzerindeki etkisini ortaya koymaktadır. -0.351 ($t=-2.182$; $p<.05$) katsayısı uzun dönemde enflasyon ile işlem miktarı arasında ters yönlü ve anlamlı bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak Δy_{t-1} katsayısının anlamsız olması kısa dönem dinamikleri açısından bir ilişki ortaya koyamamaktadır.

4. Sonuç

Enflasyon oranı ile borsa performansı arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin incelendiği bu çalışmada, literatürdeki uzun dönemdeki ters yönlü anlamlı ilişkinin Türk hisse senedi piyasası açısından da kısmen geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Bu doğrultuda enflasyonun kısa ve uzun dönem ilişkilerinin birlikte ele alındığı hata düzeltme modelinde işlem hacmi ve işlem miktarı üzerinde ters yönlü etkisinin olduğu ortaya konmuştur. Ancak kısa dönem ilişkiler ele alındığında, enflasyonun işlem hacmi ile pozitif yönlü ilişkisinin olduğu, işlem miktarı üzerinde ise herhangi bir etkisinin olmadığı görülmüştür. İşlem gören şirket sayısı açısından ise, uzun ve kısa dönemde enflasyon trendinin etkili olmadığı çalışmadan elde edilen diğer bir sonuçtur. Çalışmada kullanılan İMKB-100 endeksi değeri ve piyasa değeri ile oluşturulan EC modelleri istatistik olarak anlamsız bulunmuştur.

$$F = \frac{(SSE_R - SSU_U) / J}{SSE_U / (T - K)}$$

Formüldeki SSE_R kısıtlı modelin hata terimleri karelerini, SSU_U Kısıtsız modelin hata terimleri karelerini, J kısıtlı modeldeki lineer denklem sayısını, T toplam gözlem sayısını ve K ise kısıtsız modeldeki toplam parametre sayısını ifade etmektedir. Eğer hesaplanan F değerinin anlamlılık düzeyi 0.05'den düşük ise, kısıtlı modelin tercih edilmemesi gerektiğini ortaya koymaktadır

The Effect of Inflation on Stock-Exchange Performance

Abstract : This study aims is to search the effects of inflation rate on İMKB performance. In the study transaction volume, market value, agreement number, transacted firm number and index values are used to indicate stock-exchange performance. For inflation indicator TÜFE is used. Study, uses the 'Error Correcting Model' (ECM) which is created by the "Johnson-Juselius Co-integration Model" (JJ) to show the empiric findings on the long term effects of inflation considering the short term dynamics, by the inflations 1995: 01 - 2003: 06 term effects on stock-exchange performance.

Key Words : Stock-exchange Performance, Inflation, Co-integration, ECM

Kaynakça

- Akaike, H. (1969). "Fitting Auto Regressions for Predictions". *Annals of the Institute Statistical Mathematics* (21): 243-247.
- Asprem, M. (1989). "Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries". *Journal of Banking and Finance* (13): 589-612.
- Barnes, M., J. H. Boyd, B. D. Smith (1999). "Inflation and Asset Returns". *European Economic Review* (43): 737-754.
- Bodie, Z. (1976). "Common Stocks as a Hedge against Inflation". *The Journal of Finance* (31): 459-470.
- Bottazzil, L. and V. Corradi (1991). "Analyzing the Risk Premium in the Italian Stock Market: ARCH-M Models vs. Non-parametric Models". *Applied Economics* (23): 335-341.
- Boudoukh, J. and M. Richardson (1993). "Stock Returns and Inflation: A Long-horizon Perspective". *American Economic Review* (83): 1346-1355.
- Boudoukh, J., M. Richardson, R. F. Whitelaw (1994). "Industry Returns and Fisher Effect". *The Journal of Finance* (49): 1595-1615.
- Chatrath, A., S. Ramchander, F. Song (1996). "Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India". *Journal of Asian Economics* (7): 237-245.
- Chen, N., R. Roll, R., S. A. Ross (1986). "Economic Force and the Stock Market". *Journal of Business* (59): 383-403.
- Chen, S. and B. D. Jordan (1993). "Some Empirical Tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macro Variables Versus Derived Factors". *Journal of Banking and Finance* (17): 65-89.
- Choudhry, T. (2001). "Inflation and Rates of Return on Stocks: Evidence from High Inflation Countries". *Journal of International Financial Markets* (11): 75-96
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association* (74): 427-431.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics and Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica* (49): 1057-1072.
- Dokko, Y. and R. Edelstein (1987). "The Empirical Interrelationships among The Mundell and Darby Hypothesis and Expected Stock Market Returns". *Review of Economics and Statistics* (69): 161-166.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). "Co integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* (55: 2): 251-76.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation and Testing". *Econometrica* (55): 251-276.
- Engsted, T. and C. Tanggaard (2002). "The Relation between Asset Returns and Inflation at Short and Long Horizons". *Journal of International Financial Markets* (12): 101-118.
- Erb, C. B., C. R. Harvey, T. E. Viskanta (1995). "Inflation and World Equity Selection". *Financial Analysts Journal* (51): 28-42.
- Fama, E. F. (1981). "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money". *American Economic Review* (71): 545-565.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert (1977). "Asset Returns and Inflation". *Journal of Financial Economics* (5): 115-146.
- Feldstein, M. (1982). "Inflation and the Stock Market: Reply". *American Economic Review* (72): 243-246.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974). "Spurious in Econometrics", *Journal of Economics* (2): 111-120.
- Griffiths, W., R. C. Hill, G. G. Judge (1993). *Learning and Practicing Econometrics*. Singapore: John Wiley and Sons Inc.
- Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri* (Çeviri: Ü Şenesen, G. G. Şenesen), İstanbul: Literatür.
- Gultekin, N. B. (1983). "Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries". *Journal of Finance* (38): 49-65.
- Jaffe, J. F. and G. Mandelker (1976). (The Fisher Effect for Risky Assets: An Empirical Investigation". *The Journal of Finance* (31): 447-458.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (52): 169-210.
- Karamustafa, O. ve M. Duman (2004). "Türkiye'de Hisse Senedi Getirileri, Enflasyon ve Reel Üretim İlişkisi, *MUFAD* (21): 94-100.
- Karamustafa, O. ve Y. Küçükkale (2002). "Hisse Senedi Getirileri ve Makroekonomik Değişkenlerin Koentegrasyon ve Nedensellik İlişkileri". VI. Türkiye Finans Eğitimi Sempozyumu, Isparta: 225-265.
- Khil, J. and B. S. Lee (2000). "Are Common Stocks A Good Hedge Against Inflation? Evidence from the Pacific-Rim Countries". *Pacific-Basin Finance Journal* (8): 457-482.

- Lintner, J. (1975). Inflation and Security Returns. *The Journal of Finance* (30): 259-280.
- MacKinnon, J. G. (1990). "Critical Values for Co-integration Tests". *UC San Diego Discussion Paper*, 90-4.
- McCarthy, J., M. Najand, B. Seifert (1990). "Empirical Test of the Proxy Hypothesis". *Financial Review* (25): 251-263.
- Nelson, C. R. (1976). "Inflation and Rates of Return on Common Stocks". *The Journal of Finance* (31): 471-483.
- Omran, M. and J. Pointon (2001). "Does the Inflation Rate Affect the Performance of the Stock Market? The Case of Egypt". *Emerging Markets Review* (2): 263-279.

