

İMKB Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi

Serap Duran^a

Asuman Şahin^b

Özet

Bu çalışmada, İMKB sınai, mali, hizmetler ve teknoloji endeksleri arasında volatilitenin etkileşiminin varlığı ve yönü Temmuz 2000'den Nisan 2004 dönemine kadar olan günlük veriler kullanılarak araştırılmıştır. Endekslerin volatiliteleri EGARCH modeliyle elde edilmiş ve EGARCH'dan elde edilen koşullu varyanslar volatilitenin yerine kullanılmıştır. Endeksler arasındaki ilişkinin test edilmesinde sınırlandırılmamış VAR modeli kullanılmıştır. VAR modelinden elde edilen sonuçlara göre endeksler arasında anlamlı bir volatilitenin etkileşiminin olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: EGARCH, VAR, Volatilitenin, İMKB Endeksleri

Abstract

In this study, the existence of volatility spillover and its direction between İMKB services, financial, industrial and technology indexes was investigated based on daily data from July 2000 to April 2004. Indexes volatility obtained from Exponential Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH) model and, conditional variances obtained from EGARCH model were proxied for the volatilities. Vector Autoregressive (VAR) model was used to test volatility spillover among the indexes. According to results obtained from the VAR model, it was found that there exist volatility spillover between İMKB indexes.

Key Words: EGARCH, VAR, Volatility, İMKB Indexes.

^a Araş Gör, Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İİBF, Tokat, serapduran@gop.edu.tr

^b Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İİBF, Tokat, AsumanSahin@hsbc.com.tr

1.Giriş

Borsadaki dalgalanmaların yüksek oluşu, riskten kaçan yatırımcıların portföy oluştururken daha dikkatli olmaya ve farklı endekslerden portföy oluşturmaya yönelmektedir. Yatırımcılar ve portföy yöneticileri, portföy oluşturma aşamasında finansal araçların getirileri, volatiliteleri ve birbirleriyle etkileşimini dikkate alırlar. Herhangi bir endeksin sahip olduğu sektörde meydana gelebilecek bir kriz, o endeksin volatilitelerini arttırmasının ötesinde diğer endekslere volatilitelere geçişliliği yapabilir. Örneğin, geçmişte olduğu gibi, bankacılık sektöründe meydana gelen bir kriz mali sektörü ve buna bağlı olarak da mali endeks volatilitelerini doğrudan etkiler. Endeksler arasında volatilitelere geçişliliği olması durumunda diğer endeksler mali endeksten dolayı olarak etkilenebilir. Bu şekilde endeksler arasında geçişlilik olması, yatırımcıların riski elimine etmesi açısından önemlidir. Çalışmada esas alınan zaman diliminde (2000-2004), endeksler arasında güçlü bir volatilitelere geçişliliğinin varlığı hipotezi test edilmiştir.

Bu çalışmanın amacı, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) sınai, mali, hizmetler ve teknoloji endeksleri arasında volatilitelere etkileşiminin varlığını ve yönünü tespit etmektir. Çalışmada, EGARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) ve VAR (Vector-Autoregressive) ekonometrik yöntemleri kullanılmış ve zaman kapsamı olarak 2000-2004 yılları arası İMKB günlük verileri alınmıştır. Elde edilen sonuçlar, literatüre ve borsa yatırımcılarının kararlarına katkıda bulunması beklenmektedir.

2. Literatür Taraması

Hisse senetleri arasındaki volatiliteleri inceleyen birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar daha çok uluslar arası hisse senedi piyasalarındaki getiriler arasındaki volatiliteleri inceleyen çalışmalardır. Schwert (1997) ABD'deki hisse senetlerinin getirilerinin volatiliteleri ile İngiltere, Almanya, Japonya, Avusturalya ve Kanada'daki hisse senetlerinin getirilerinin volatiliteleri arasında karşılaştırma yapmış, 1987 krizinden sonraki on yıllık süre içinde volatilitelerin çok düşük olduğunu ortaya koymuştur.

Suleimann (2003) Avrupa ve Amerika'daki hisse senedi piyasalarında 2000 yılından sonra meydana gelen krizleri incelemiş, Amerika'daki

NASDAQ-100 endeksinin Fransa'daki IT.CAC endeksi üzerinde güçlü etkisi olduğu sonucuna varmıştır. Premaratne ve Bala (2003) 1992-2002 yılları arasında Avrupa, Asya ve Kuzey Amerika hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité geçişliliğini incelemiş, Singapur ve Hong Kong hisse senedi piyasasındaki hisse senedi getirilerinin volatilitelerinin önemli ölçüde birlikte hareket ettiğini ve volatilité geçişliliğinin küçük piyasalardan egemen piyasalara doğru olduğunu ortaya koymuşlardır.

Patev ve Kanaryan (2003) Asya ve Rusya finansal krizlerinin, Orta Avrupa hisse senedi piyasasının volatilitesinde değişikliğe neden olup olmadığını, dört Orta Avrupa hisse senedi piyasasını kullanarak 1996-2001 dönemini kapsayan verilerle incelemişler ve Asya krizinin Orta Avrupa piyasalarında Rusya krizinden daha ağır etkilere sahip olduğunu görmüşlerdir.

Ameer (2005) altı Asya hisse senedi piyasasındaki entegrasyonu ve ABD, İngiltere, Singapur ve Hong Kong piyasalarından Güney ve Doğu Asya piyasalarına doğru getiri ve volatilitede geçişlilik olup olmadığını EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Hem gelişmiş (ABD ve İngiltere) hem de gelişmekte olan (Hong Kong ve Singapur) piyasaların Güney ve Doğu Asya hisse senedi piyasaları için önemli olduğu yönünde güçlü deliller elde etmiştir.

Hahn (2003) KOSPI ve S&P 500 endekslerinin açılış ve kapanış getirilerini kullanarak ABD ve Kore piyasalarındaki hisse senetlerinin getirilerinde ve volatilitelerinde gecikmeli geçişlilik olup olmadığını araştırmış ve Kore piyasalarından Amerika piyasalarına doğru gecikmeli volatilité geçişliliğinin olduğunu ancak Amerika'dan Kore'ye doğru böyle bir ilişkinin olmadığını bulmuştur.

Ito ve Lin (1993) 1985-1991 yılları arası verilerden yararlanarak Japonya ve Amerika hisse senedi piyasasındaki getiriler, volatiliteler ve işlem hacmi arasındaki etkileşimi incelemişlerdir. Çapraz piyasalardaki hisse senetlerinin eşanlı korelasyonlarının etkileşim içinde olduğu görülmüş, iki piyasa arasında gecikmeli volatilité ve geçişlilik bulunamamıştır. New York hisse senedi getirilerinin Tokyo hisse senedi getirileri üzerinde Ekim 1987'de yapısal bir değişim etkisi görülmüştür.

Lee vd. (2000) Çin'deki dört hisse senedi piyasasında getiriler ve volatiliteler arasındaki ilişkiyi incelemişler, beklenen getiri ve beklenen risk

arasında herhangi bir ilişki olmadığı ve hisse senedi getirilerinin rassal yürüyüş göstermediği sonucunu elde etmişlerdir.

Ackert ve Racine (1999) New York hisse senedi borsası bileşik endeksi, S&P 500 endeksi ve Toronto 35 endeksini kullanılarak hisse senetlerinin gelecekteki ortak fiyatlarını MGARCH modeliyle tahmin etmişler ve volatiliteler arasında pozitif, yüksek korelasyon görülmüştür. Darrat ve Benkato (2003) Amerika, İngiltere, Almanya, Japonya ve Türkiye (IMKB) hisse senedi piyasaları arasındaki hisse senedi getirisi ve volatiliteleri ilişkisini analiz etmişler, Amerika ve İngiltere piyasalarının, IMKB için volatiliteleri geçişliliği konusunda önemli bir kaynak olduğunu, Amerika ve İngiltere gibi iki gelişmiş piyasanın IMKB gibi gelişmekte olan piyasalar üzerinde istikrar ve finansal gelişim sağlayan etki meydana getirdiğini bulmuşlardır. Yavan ve Aybar (1998) IMKB getirilerindeki volatilitenin varlığını ve yapısını 1986-1996 dönemi günlük endeks değerlerini kullanarak incelemişlerdir. Bu piyasada öngörülebilir bir yapıda volatilitenin varlığına işaret etmişlerdir. Ayrıca kısa dönemli oynaklığın, uzun dönemli oynaklıktan önemli derecede büyük olduğu ve uzun dönemli oynaklığa ulaşma hızının çok yavaş olduğu yönünde sonuçlar elde etmişlerdir.

Puttonen (1995) Finlandiya, İsviçre ve Finlandiya'ya ait future piyasa endeksleri arasındaki kısa dönem bağımlılığını ARCH modelini kullanarak araştırmış, Finlandiya hisse senetleri piyasalarından, İsviçre piyasasına doğru güçlü bir ilişki olduğu bulunmuştur.

Dört bölümden oluşan çalışmanın devamı şu şekildedir; üçüncü bölümde kullanılan materyal ve yöntemler açıklanmış, dördüncü bölümde çalışmanın bulgularına yer verilmiş, beşinci ve son bölümde ise elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır.

3. Materyal ve Yöntem

3.1. Materyal

Çalışmada kullanılan günlük veriler Temmuz 2000-Nisan 2004 dönemini kapsamaktadır ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır. Teknoloji endeksi IMKB'de Temmuz 2000 tarihinde işlem görmeye başladığı için çalışmada kullanılan veriler bu tarihten itibaren ele alınmıştır. Model uygulanmadan önce hisse senetlerinin getirileri şu formülle hesaplanmıştır; $R = [(\log(P_t) - \log(P_{t-1})) * 100]$. Burada R getirileri, P_t

Tablo 1.Tanımlayıcı İstatistikler, Günlük Veriler (2000-2004)

Endeksler	Ortalama	St. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Prob.
Hizmetler	-0.0001	0.0309	-0.0207	8.7074	1277.254*	0.000
Mali	0.0003	0.0350	0.0515	6.9518	612.7117*	0.000
Sınai	0.0006	0.0286	-0.0249	9.6468	1732.31*	0.000
Teknoloji	-0.0006	0.0350	-0.0012	8.0253	990.1499*	0.000

Not: * seriler normal dağılmıştır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Prob. Jarque-Bera normallik testi olasılık değerleridir.

hisse senedi fiyatlarını, $P_t -1$ bir önceki dönem hisse senetleri fiyatlarını göstermektedir.

Tablo 1’de uygulamada kullanılan serilerin tanımlayıcı istatistikleri verilmektedir. Jarqua-Bera istatistiklerine bakıldığında verilerin tamamının normal dağılmadığı görülmektedir. Bu durum bize, ilerde kullanılacak analizlerde parametrik olmayan testlerin ön planda tutulması gerektiğini göstermektedir.

3.2. Yöntem

Durağanlık Testleri

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi olduğundan ele alındıkları dönem içerisinde durağan olup olmadıklarının incelenmesi gerekmektedir. Durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olmaktadır. Genellikle de iktisadi zaman serileri durağan değildir. Yani serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir.

Durağanlık testlerinde yaygın olarak birim kök testleri kullanılmaktadır. Birim kök testlerinde serinin birim kök içerip içermediği araştırılır. Seri birim kök içerirse durağan değildir. Bu nedenle analize alınan serilerin ilk önce durağanlıkları test edilmiş ve durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi ve analize durağan şekilde katılması sağlanmıştır. Çalışmada ele

alınan zaman serilerinin durağanlıkları, durağanlık testlerinde yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) (ADF) ve Phillips-Perron (1988) (PP) birim kök testleriyle test edilmiştir. Phillips-Perron testi ADF testine göre bazı farklılıklar içerir ve parametrik bir test olmadığından normal dağılım göstermeyen serilerde daha sağlıklı sonuçlar elde edilmesine imkan verir. Birim kök testlerinin sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Tablo 2’de görüldüğü gibi tüm değişkenler birim kök test sonuçlarına göre %1, %5, %10 anlamlılık düzeyinde durağandır.

Tablo 2. IMKB Endeks Serilerinin Durağanlık Testleri

Seriler	ADF			PP		
	Sabit	Trend ve Sabit	Hiçbiri	Sabit	Trend ve Sabit	Hiçbiri
Hizmetler	-13.871	-14.004	-13.877	-30.310	-30.390	-30.326
Mali	-13.626	-13.696	-13.631	-31.111	-31.148	-31.124
Sınai	-13.584	-13.660	-13.575	-32.076	-32.124	-32.077
Teknoloji	-13.642	-13.700	-13.635	-30.276	-30.295	-30.285

Not: Null hipotezi seriler durağan değildir.

EGARCH Modeli

Sabit ortalama ve varyanslı olmadıklarından dolayı çoğu ekonomik zaman serilerinin modellenmesinde bilinen yöntemler yeterli olamamaktadır. Bundan dolayı yeni bazı açılımlar içeren yöntemler önerilmektedir. Bu yöntemlerden biri, otoregressif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli olarak bilinip, bu konuya yönelik çalışmalar Engle (1982) tarafından başlatılmıştır. ARCH yönteminin Engle tarafından ortaya atılmasından sonra farklı türevleri geliştirilmiştir. Bunlardan biri uygulamada geniş yer bulan, belirsizliğin ölçümünde kullanılan genelleştirilmiş ARCH (GARCH) (Bollerslev, 1986) modelidir. GARCH modelleri varyansın zaman içindeki tahmin edilebilir yapısını borsa verileri üzerinde analiz etmeye yönelik modellerdir. Ancak standart GARCH modellerinin eksikliği de bulunmaktadır. Örneğin GARCH modelleri simetrik koşullu varyans varsayımı ile hareket etmektedir. Oysa bu

varsayımın doğru olmadığı ve volatilitenin şoklara karşı asimetrik olarak cevap verdiği iddia edilmektedir (Nelson, 1990; Christie 1982; Schwert, 1989).

Pagan ve Schwert (1990) ve Nelson (1991) tarafından geliştirilen üstel GARCH (EGARCH) modelinin GARCH modeline göre avantajları, tüm parametre kümelerinde koşullu varyanstaki pozitifliği sağlaması ve volatilitedeki asimetrik etkiyi elde etmemize imkan tanınmasıdır. Çalışmada, endekslerin volatilitelerinin elde edilmesinde EGARCH modeli kullanılmış ve EGARCH'dan elde edilen koşullu varyanslar volatiliteler yerine kullanılmıştır. Çalışmada incelenen IMKB endeksleri aşağıdaki gibi modellenmiştir:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \approx N(0, \sigma_t^2)$$

ve

$$\log(\sigma_t^2) = \exp \left[\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(z_{t-1}) + \sum_{i=1}^p b_i \log(\sigma_{t-1}^2) \right] \quad (2)$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \left[|z_t| - E|z_t| \right] \quad (3)$$

Yukarıdaki eşitliklerde R_t getiriyi, ε_t stokastik hata terimini, Ω_{t-1} t-1 dönemindeki bilgi setini, σ_t^2 koşullu varyansı, z_t standartlaştırılmış hata terimini (ε_t/σ_t), ε_t 'nin sıfır ortalama ve σ_t^2 varyansla normal dağılım gösterdiği varsayılır. Eşitlik (1), şartlı ortalama eşitliği, r'ninci dereceden otoregressif süreci [AR(r)] olarak belirlenmiştir. Tahminde, endeks serileri için optimum gecikme değerleri Akaike Information Criterion (AIC) kullanılarak Tablo 3'de görüldüğü gibi gecikme değerleri hizmetler endeksi için 1, teknoloji için 2 bulunmuştur. Mali ve sınai endeksleri için gecikme kullanılmamıştır. Tahminden elde edilen hata terimleri arasında bağımlılık olup olmadığı Ljung-

Box testi kullanılarak test edilmiş ve hata terimleri arasında bağımlılık olmadığı ortaya çıkmıştır.

Eşitlik (2), koşullu varyans eşitliği, EGARCH'ı (p,q) temsil etmektedir. EGARCH'a göre, varyans kendi gecikme değerlerine ve standartlaştırılmış hata

terimine (ε_t/σ_t) koşulludur. Volatilitenin kalıcılığı (sürekliliği) $\sum_{i=1}^p b_i$ ile

ölçülmektedir. Bu toplamın mutlak değerinin küçük olması kalıcılığın az olduğunu göstermektedir. Eşitlik (3)'deki ikinci kısım, $\left[|z_t| - E|z_t|\right]$, ARCH etkisini içermektedir. θ parametresi, ARCH etkisinin asimetrik olmasına izin verir ve istatistiksel olarak önemli bulunan θ değeri asimetrik bir etkinin var olduğunu gösterir.

Tablo 3'de endeksler için tahmin edilen EGARCH sonuçları verilmiştir. Bulunan b parametreleri tüm endeksler için istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Yani EGARCH ile tahmin edilen koşullu varyanslar volatilitenin yerine kullanılabilir. Tahmin edilen θ parametresi ise hizmetler, sınai ve teknoloji endeksleri için anlamlı çıkmıştır. Yani sisteme gelen negatif bir şok volatilitenin aynı büyüklükteki pozitif bir şoktan daha fazla etkilemektedir.

VAR Modeli

Çalışmada kullanılan bütün serilerin durağan, dolayısıyla şartlı varyansların da durağan olması ve değişkenlerin içsel olması nedeniyle endeksler arasındaki ilişkinin incelenmesinde ve yönünün belirlenmesinde sınırlandırılmamış VAR (Vector Autoregressive) modeli kullanılmıştır. Geleneksel ekonometrik modellere alternatif olarak, Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR analizi, değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkileri ortaya çıkarmak amacıyla kullanılmaktadır. VAR yaklaşımı son yıllardaki birçok uygulamalı çalışmada tercih edilen bir yöntem olmuştur. VAR yöntemi, modelde yer alan değişkenlerin tümünü içsel kabul eder ve önceden elde edilen bilgilere veya teoriye dayanarak oluşturulan sınırlayıcı şartları içermez. Bu

Tablo 3. EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları, Günlük Veriler (2000-2004)

Parametreler	Hizmetler	Mali	Sınai	Teknoloji
α_0	-0.527* (-4.344)	-0.793* (-3.059)	-0.567* (-3.582)	-0.774* (-2.237)
α_1	0.26* (4.468)	0.275* (3.505)	0.267* (-3.875)	0.238* (3.674)
b	0.953* (66.862)	0.913* (27.983)	0.95* (55.078)	0.913* (18.774)
θ	-0.055** (-1.697)	-0.035 (-0.811)	-0.066** (-1.857)	-0.069** (-1.789)
AIC (lags)	-4.342 (1)	-3.992(0)	-4.537(0)	-4.050 (2)
Ljung-Box	10.791 (0.822)	12.067 (0.739)	18.291 (0.307)	26.931* (0.042)

Not: *,** sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeylerini, parantez içindeki değerler ise z değerlerini göstermektedir. Lags gecikme değerlerini ifade etmektedir. Ljung-Box testi hata terimleri arasında bağımlılık olup olmadığını test etmektedir. Null hipotez hata terimleri arasında bağımlılık yoktur. Gecikme sayısı 16 kullanılmıştır.

yöntemde her bir değişken kendisinin ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri ile regresyona tabi tutulur. Yani gecikme uzunluğu hesaplamalar açısından sorun yaratmayacak kadar küçük fakat hata terimleri arasında otokorelasyona sebep olmayacak kadar da büyük bir sayı olarak belirlenir (Kargı ve Terzi, 1997). VAR model yapısı aşağıdaki denklemlerde gösterilmiştir:

$$h_{H_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i h_{H_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{M_{t-j}} + \sum_{k=1}^p \gamma_k h_{S_{t-k}} + \sum_{m=1}^l \varphi_m h_{T_{t-m}} + \varepsilon_{h_H,t}$$

$$h_{M_t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i h_{H_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{M_{t-j}} + \sum_{k=1}^p \gamma_k h_{S_{t-k}} + \sum_{m=1}^l \varphi_m h_{T_{t-m}} + \varepsilon_{h_M,t}$$

$$h_{S_t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i h_{H_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{M_{t-j}} + \sum_{k=1}^p \gamma_k h_{S_{t-k}} + \sum_{m=1}^l \varphi_m h_{T_{t-m}} + \varepsilon_{h_S,t}$$

$$h_{T_t} = \varphi_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i h_{H_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{M_{t-j}} + \sum_{k=1}^p \gamma_k h_{S_{t-k}} + \sum_{m=1}^l \varphi_m h_{T_{t-m}} + \varepsilon_{h_T,t}$$

Çalışmada dört değişkenli (hizmetler, mali, sınai ve teknoloji endeksleri) model kullanılmıştır. Denklemlerde h_H , h_M , h_S , h_T değişkenleri sırasıyla hizmetler, mali, sınai ve teknoloji endeksleri için EGARCH'dan elde edilen şartlı varyansları göstermektedir. α , β , γ ve φ parametreleri; n , q , p , l gecikme uzunluklarını ve $\varepsilon_{h_H,t}$, $\varepsilon_{h_M,t}$, $\varepsilon_{h_S,t}$, $\varepsilon_{h_T,t}$ bağımsız, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimlerini ifade etmektedirler. VAR modeli en basit formda kullanılmış ve istatistik bakımdan önemli bulunan gecikme değerleri modelde kullanılmıştır. Hesaplanan katsayıların pozitif sonuç vermesi, nedensellik ilişkisinin aynı yönlü olduğunu, negatif sonuç vermesi ise ters yönlü olduğunu göstermektedir.

4. Bulgular

Tablo 4'te VAR tahmin sonuçları gösterilmiş olup, sonuçlar %1 ve %5 anlam düzeyine göre değerlendirilmiştir. Teknoloji endeksi kendisinin bir gecikme değerinden %1 anlam düzeyinde etkilenmektedir. Ayrıca teknoloji endeksi hizmetler ve mali endekslerinin sırasıyla iki ve üç gecikme değerlerinden %1 anlam düzeyinde etkilenmektedir. Hizmetler endeksi, kendi gecikme değerlerinden, mali, sınai endekslerinin sırasıyla iki ve üç ve üçüncü gecikmelerinden %1 anlam düzeyinde etkilenmektedir. Yine hizmetler endeksi, teknoloji endeksinin bir gecikme değerinden %5 anlam düzeyinde etkilenmektedir. Mali endeks, teknoloji endeksinin bir ve üç, hizmetler endeksinin iki ve üç gecikme değerinden ve kendisinin bir, iki ve üç gecikme değerinden %1 anlam düzeyinde etkilenmektedir. Sınai endeksi, teknoloji endeksinin bir, hizmetler endeksinin iki ve üç, mali endeksin iki ve üç ve kendisinin bir gecikme değerinden etkilenmektedir.

Endeksler arasındaki etkileşimin yönü ise yine Tablo 4'e bakarak belirlenebilir. Bu etkileşim takip eden gecikmeler itibarıyla volatilitesi, pozitif veya negatif yönlü olabilir. Yani etkileşim birinci gecikme değerinde negatifken, ikinci gecikme değerinde pozitif olabilir. Örneğin teknoloji endeksi ile mali endeks arasındaki etkileşim ikinci gecikme değerinde negatifken, üçüncü gecikme değerinde pozitifdir. Aynı şekilde hizmet endeksinin kendisiyle olan etkileşiminin birinci ve ikinci gecikme değerinde pozitif, üçüncü gecikme değerinde negatif olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlara göre etkileşimin gecikme değerlerinin yönü arasında aynı doğrultuda bir ilişki görülememiştir.

Tablo 4. Var tahmin sonuçları

	TEKCV	HIZCV	MALCV	SANCV
TEKCV(-1)	0.928* (15.860)	0.108** (2,127)	0.218* (3.549)	0.149* (3.079)
TEKCV(-2)	0.043 (0.582)	0.041 (0.644)	0.012 (0.157)	-0.010 (-0.175)
TEKCV(-3)	-0.074 (-1.267)	-0.077 (-1.509)	-0.175* (-2.783)	-0.080 (-1.655)
HIZCV(-1)	-0.084 (-1.104)	0.795* (11.908)	-0.131 (-1.639)	-0.087 (-1.387)
HIZCV(-2)	0.564* (5.516)	0.440* (4.918)	0.524* (4.870)	0.506* (5.979)
HIZCV(-3)	-0.387* (-5.128)	-0.300* (-4.549)	-0.311* (-3.921)	-0.345* (-5.529)
MALCV(-1)	-0.012 (-0.193)	-0.054 (-0.970)	0.780* (11.581)	0.077 (1.464)
MALCV(-2)	-0.209* (-2.572)	-0.244* (-3.427)	-0.240* (-2.804)	-0.280* (-4.160)
MALCV(-3)	0.157* (2.487)	0.236* (4.270)	0.237* (3.567)	0.150* (2.866)
SANCV(-1)	0.070 (0.722)	0.110 (1.290)	0.016 (0.159)	0.821* (10.105)
SANCV(-2)	-0.139 (-1.131)	0.082 (0.763)	-0.036 (-0.282)	0.045 (0.446)
SANCV(-3)	0.026 (0.274)	-0.224* (-2.681)	-0.015 (-0.153)	-0.030 (-0.390)
C	0.000143 (5.267)	7.53E-05 (3.163)	0.000154 (5.385)	5.67E-05 (2.514)

Not: *,**, sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Parantez içindeki değerler z istatistik değerlerini göstermektedir. TEKCV, HIZCV, MALCV ve SANCV sırasıyla teknoloji, hizmetler, mali ve sınai şartlı varyansları simgelemektedir.

5. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada IMKB’de işlem gören mali, sınai, hizmetler ve teknoloji endeksleri arasında volatilitenin etkileşimi olduğu varsayılarak, endeksler arasındaki volatilitenin geçişliliği ve bunlar arasındaki ilişkinin yönü incelenmiştir. Temmuz 2000-Nisan 2004 dönemi günlük endeks verileri kullanılmıştır. Model uygulanmadan önce hisse senetlerinin getirileri hesaplanmış, endeksler arasındaki volatilitenin geçişliliği, EGARCH modeliyle elde edilen şartlı varyansların VAR modelinde kullanılmasıyla test edilmiştir.

Değişkenlerin istatistiksel olarak sınanmasından sonra VAR tahmin sonuçlarına dayanarak elde edilen bulgulara göre; mali, sınai, hizmetler ve teknoloji endeksleri arasında anlamlı bir etkileşim olduğunu söylenebilir.

Elde edilen bu sonuçlar portföy yöneticileri ve yatırımcılar açısından dikkate alınabilir.

Kaynaklar

- Ackert, L. F. ve M. D. Racine (1999), “Time Varying Volatility in Canadian and US Stock Index and Index Futures Markets: A Multivariate Analysis”, *Journal of Financial Research*.
- Ameer, R. (2005), “Integration of the South and East Asian Stock Markets, Return and Volatility Spillover from US, UK, Singapore and Hong Kong using EGARCH Model” www.papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=755071 (28.07.200)
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics* 31:307-27.
- Christie, A.A. (1982), “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances”, *J. Financial Economics*, 10: 407-432.
- Darrat, A. F. ve O. M. Benkato (2003), “Interdependence and Volatility Spillovers under Market Liberalization: The case of Istanbul Stock Exchange.” *Journal of Business, Finance & Accounting* 30:1089-1114.
- Dickey, D., and W. Fuller (1979), “Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root .” *Journal of American Statistical Association*, 75:427-31.
- Engle, R.F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Varyans of UK İnflation.”, *Econometrica* 50.987-1008.
- Hahm, S. M. (2003), “Transmission of Stock Returns and Volatility: the case of Korea.”, *KDI school working paper series, school of public policy and management. Working paper 03- 01.*

- Ito, T. ve L. L.Wen (1993), "Price Volatility and Volume Spillovers Between the Tokyo and New York Stock Markets.", *NBER Working paper No.W4592*.
<http://papers.ssrn.com/sol3/results.cfm abstract=232058>. (11.08.2004).
- Kargı, N. ve H.Terzi (1997), "Türkiye'de İMKB, Enflasyon, Faiz Oranı ve Reel Sektör Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin VAR Modeli ile Belirlenmesi." *İMKB Dergisi* 1/4: 27-39.
- Lee, C. F., G. Chen ve O. M. Rui (2001), "Stock returns and volatility on China's stock markets," 24 (4), 523-543.
- Nelson, D. (1990), "Stationarity and Persistence in the GARCH (1,1) Model", *Econometric Theory*, 6:318-334.
- Nelson, D. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica* 59:347-70.
- Pagan, A. ve G. Schwert (1990), "Alternative Models for Conditional Stock Volatility.", *Journal of Econometrics* 45:267-290.
- Patev, P. G. ve N.K. Kanaryan (2003), "Stock Market Volatility Changes in Central Europe caused by Asian and Russian Financial Crises.", <http://ssrn.com/abstract=367881> (12.08.2004).
- Phillips, P., ve P. Peron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 65:335-46.
- Premaretna, G. ve L.Bala (2003), " Stock Market Volatility: Examining North America, Europa and Asia.", <http://papers.ssrn.com/sol3/results.cfm abstract=375380> (26.07.2004).
- Puttonen, V. (1995), "International Transmission of Volatility between Stock and Stock Index Future Markets.", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol 5.(2/3).
- Schwert, G.W.(1997), "Stock Market Volatility:Ten Years After the Crash.", <http://papers.ssrn.com/sol3/results.cfm abstract=44639> (28.07.2004).
- Schwert, G.W.(1989), "Why does Stock Market Volatility Change Over Time?", *J.Finance*, 94:28-66.
- Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality.", *Econometrica*, 48:1-48
- Suleımann R.(2003), "New Technology Stock Market Indexes Contagion:A VAR-dcc MVGARCH Approach.", *Note De Recherche İDHE-MORE n⁰ 2003-03*.
- Yavan, Z.A ve B. Aybar (1998), "İMKB'de Oynaklık", *İMKB Dergisi*, 2(6):35-47.