

TÜRKİYE'DE PARA ARZI, FAİZ ORANI VE HİSSE SENEDİ FİYATLARI ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİLERİN ANALİZİ

Serpil TÜRKYILMAZ*

Erkan ÖZATA**

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'de 2001:05-2005:12 dönemi için Para Arzı (M1), Faiz Oranları ve Hisse Senedi Fiyatları arasındaki dinamik ilişkiler incelenmiştir. Bu amaçla, bir Standart VAR Modeli altında, Granger Nedensellik Testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönü belirlenmeye çalışılmış, Para Arzı'ndan Hisse Senedi Fiyatları'na doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Standart VAR modeli yardımıyla elde edilen Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırma Analizi sonuçları da, nedensellik ilişkisini desteklemektedir. Bu sonuçlara göre; Hisse Senedi Fiyatları'nın, Merkez Bankası'nın para politikası ayarlaması için bir gösterge olarak kullanılabileceğini söylemek mümkündür.

Anahtar Kelimeler: Para Arzı (M1), Faiz Oranları, Hisse Senedi Fiyatları, Standart VAR Modeli, Granger Nedensellik Testi, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırma Analizi.

Abstract

In this study, the dynamic relationships among Money Supply (M1), Interest Rates and Stock Exchange Prices have been researched over the period 2001:05-2005:12 in Turkey. For this purpose, the direction of causality relationships among variables has been tried to determine by the Granger Causality Test of a Standart VAR Model, and a causality relationship determined as one-sided to Stock Exchange Prices from Money Supply (M1) has been obtained. Results of the Impulse-Response and the Variance Decomposition Analysis obtained by means of the Standart VAR Model have supported this causality relationship also. According to these results, it is possible to say that the Stock Exchange Prices might be used as an indicator for Central Bank's monetary policy adjustment.

Keywords: Money Supply (M1), Interest Rates, Stock Exchange Rates, the Standart VAR Model, the Granger Causality Test, the Impulse-Response Analysis, the Variance Decomposition Analysis.

* Yrd.Doç.Dr., Bilecik Üniversitesi, Bilecik Meslek Yüksekokulu, sturkylimaz@anadolu.edu.tr

** Yrd.Doç.Dr., Anadolu Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, eoza@anadolu.edu.tr

GİRİŞ

Hisse senedi fiyatları ile başta para arzı ve faiz oranları olmak üzere çeşitli makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesi uzun zamandan beri, iktisatçıların ve politika yapıcılarının ilgisini çeken bir konu olmuştur (Cheung ve Ng, 1998, 281 – 296, Goodhart ve Hofmann 2000, 1-33, Goodhart ve Hofmann, 2001, [1-33](#), Jones ve Uri, 1987, 321 – 325, Mak ve Cheung, 1992, 253-260, Mukherjee ve Naka, 1995, 223 – 237, Verma ve Ozuna, 2005, 73–87, Wong, Khan ve Du, 2005, 1-26). Bu bağlamda özellikle, hisse senedi piyasasının düzeyinin, merkez bankalarınca para politikasının uyumlaştırılmasında bir gösterge olarak kullanılıp kullanılmayacağı, daha genel bir ifadeyle para politikasının oluşturulmasında varlık fiyatlarının bir rolünün olup olmadığı ve para politikasının hisse senedi fiyatlarını belirlemede bir etkisinin olmasının yatırımcılar açısından da yatırım kararlarına esas oluşturması itibarıyla; para arzı ile hisse senedi fiyatları arasındaki nedensel ilişkilerin yönünün belirlenmesi son derece önem arz etmektedir.

Para arzındaki değişmelerin, hisse senedi fiyatları üzerinde olası etkilerini önceden kestirmek zordur. Genişleyici bir para politikası uygulaması, ekonomiyi canlandırması ve halkın elinde tuttukları nakit akımlarının miktarını artıracığı için, başta hisse senedi olmak üzere finansal varlıkların talebinde bir artış yaratır. Bu şekilde artan menkul kıymet talebi gerçekleştiği anda, hisse senedi fiyatlarının artması olasıdır. Ayrıca, para arzındaki değişmeler faiz oranları ve fiyatlar üzerinde etki yaratarak da hisse senedi fiyatlarını etkileyebilir. Çünkü para talebi sabitken, para arzı değişmeleri faiz oranlarını değiştirerek hem nakit hem de hisse senedi tutmanın fırsat maliyetini etkiler. Para arzındaki artışlar, enflasyon oranıyla doğru yönlü ilişki içerisinde olduğundan, para arzındaki bir artış, hisse senedi talebini azaltarak, hisse senedi fiyatlarının düşmesine neden olabilir (Wong, Khan ve Du, 2005, 1-26). Artan faiz ve enflasyon oranı, şirket karları üzerinde olumsuz etki yaratarak, hisse senetlerinin getirilerinin azalmasına ve dolayısıyla hem elde hisse senedi tutulmasını hem de yenilerinin satın alınmasını daha az çekici hale getirerek; hisse senedi fiyatlarının düşmesine neden olacaktır. Bununla birlikte, konu ile ilgili yapılan çalışmalarda birçok araştırmacı para arzı değişmelerinin hisse senedi fiyatları üzerinde yaratacağı olumlu etkinin, olumsuz etkiden daha baskın olacağını ve hisse senedi fiyatlarının artmasını sağlayacağını iddia etmektedirler (Wong, Khan ve Du, 2005, 1-26).

Hisse senedi fiyatları ile para arzı ve faiz oranları arasındaki dinamik ilişkileri araştırmaya çalıştığımız bu çalışma şu şekilde düzenlenmiştir: Çalışmanın ampirik analiz bölümünde öncelikle çalışmada kullanılan değişkenler tanımlanmıştır. Birim kök testleri yardımıyla hisse senedi fiyatları, para arzı ve faiz oranları değişkenlerinin durağan olup olmadıkları belirlenmiş ve eşbütünleşme analizi ile, sözkonusu değişkenlerin uzun dönem birlikte değişimleri incelenmiştir. Ayrıca bir Standart VAR modeli yardımıyla, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin varlığı ve yönü belirlenmeye çalışılmış, sözkonusu nedensellik ilişkilerini desteklemek amacıyla bu Standart VAR modelinin Etki-Tepki ve Varyans Ayrıştırma analizi sonuçlarına da yer verilmiştir. Çalışmanın sonuç bölümünde ise elde edilen bulguların genel bir değerlendirmesi sunulmuştur.

Ampirik Analiz

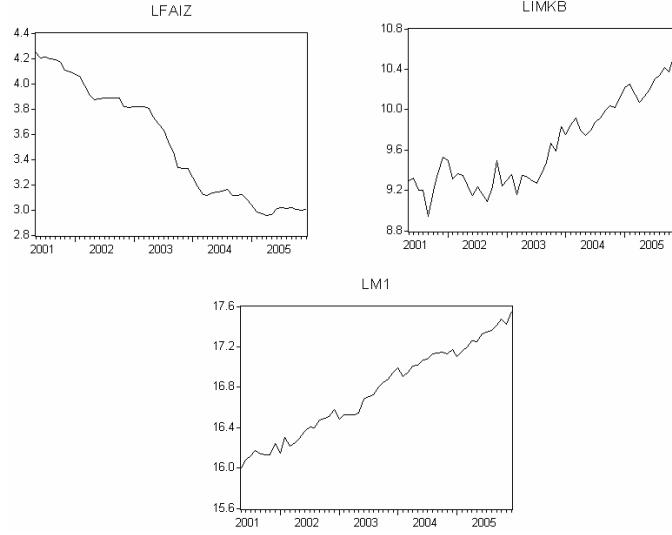
Bu bölümde Türkiye’ de para arzı, faiz oranları ve hisse senedi fiyatları arasındaki dinamik ilişkileri belirlemek amacıyla tahmin edilen bir Standart VAR modelinin Granger Nedensellik Testi, Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırma Analizi sonuçları incelenmiştir.

Veri

Çalışmada Türkiye’ de 2001:05-2005:12 dönemi için aylık M1 (Para Arzı) [M1], Faiz Oranları [FAİZ] ve IMKB100 Hisse Senedi Kapanış Fiyatları [IMKB] serileri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası’ndan elde edilmiştir. Çalışmadaki ekonometrik analizlerin gerçekleştirilmesinde Eviews 5.1 programı kullanılmıştır.

Birim Kök Testleri ve Eşbütünleşme Analizi

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait para arzı, faiz oranları ve hisse senedi fiyatları serilerinin Şekil 1’ de verilen logaritmik değişim değerlerinin kartezyen grafikleri, serilerin durağanlıklarının görsel bir değerlendirmesini sunmaktadır.



Şekil 1: Logaritmik Değişimli Serilerin Kartezyen Grafikleri

Şekil 1 incelendiğinde, LM1’de belirgin bir trend olduğunu, LFAIZ ve LIMKB serilerinin durağan olmadıklarını söylemek mümkündür. Bu görsel değerlendirmeye ek olarak logaritmik değişimli serilerin durağanlık durumlarının bir değerlendirmesini sunmak amacıyla, Tablo 1’de sonuçları verilen ADF (Geliştirilmiş Dickey Fuller), PP (Phillips-Perron) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) Birim Kök testleri de incelenmiştir.

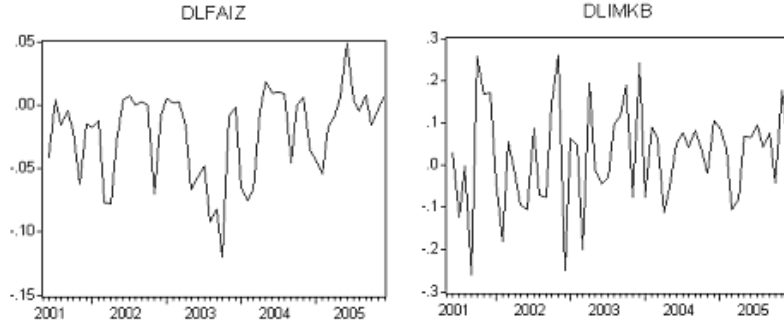
Tablo 1: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları¹

Değişkenler	ADF	PP	KPSS
LM1	-4,093213* (s,t:0,0112)	-4,208037* (s,t:0,0082)	0,071382* (s,t:0,14600)
LFAIZ	-1,116063 (s:0,7063)	-1,249432 (s:0,6466)	0,875454 (s:0,46300)
DLFAIZ	-4,202226* (s:0,0016)	-4,233361* (s:0,0014)	0,213276* (s:0,46300)
LIMKB	-0,011646 (s:0,9532)	0,639678 (s:0,9896)	0,838271 (s:0,46300)
DLIMKB	-8,472610* (s:0,0000)	-8,711999* (s:0,0000)	0,281647* (s:0,46300)

¹ Logaritmik değişimli birinci farkları alınmış Faiz Oranları serisi için (DLFAIZ) ve Logaritmik değişimli birinci farkları alınmış Hisse Senedi Fiyatları serisi için (DLIMKB) gösterimleri kullanılmıştır.

*, %5 anlam düzeyinde ADF ve PP testleri için “ H_0 : Seri bir birim köke sahiptir” hipotezinin reddedildiğini, KPSS testi için “ H_0 : Seri durağandır” hipotezinin reddedilemediğini gösterir. Parantez içinde verilen değerler ise sırasıyla birim kök testlerinde s:sabitli, t:trendli test denklemlerinin kullanıldığını, ADF ve PP için p değerlerini KPSS için kritik değerleri göstermektedir.

Tablo 1 incelendiğinde logaritmik değişimli M1 serisinin durağan, FAIZ ve IMKB serilerinin durağan olmadığı görülmektedir. Ayrıca, DLFAIZ ve DLIMKB serilerinin ADF PP ve KPSS Birim Kök Testi sonuçları ise, birinci farkları alınmış logaritmik değişimli söz konusu bu serilerin durağanlığının bir kanıtını sunmaktadır. Şekil 2’ de verilen DLFAIZ ve DLIMKB serilerinin durağanlığı kartezyen grafiklerinde de gözlemlenebilmektedir.



Şekil 2: DLFAIZ ve DLIMKB Serilerinin Kartezyen Grafikleri

ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri sonuçları ile ilgili olarak yapılan genel bir değerlendirmeye göre LM1 serisinin I (0), LFAIZ ve LIMKB serilerinin ise I (1) oldukları söylenebilir. Bu durumda bir başlangıç Standart VAR modeli uygulanarak, kullanılacak Standart VAR modelinin gecikme derecesi belirlenmiştir. VAR yaklaşımında, sistemdeki her değişkene diğer tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak içsel değişken gibi davranılmaktadır. Bir VAR modelinin genel ifadesi;

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde dir. Burada, y_t : İçsel değişkenlerin bir k vektörüdür.

X_t : Dışsal değişkenlerin bir d vektörüdür.

A_1, \dots, A_p ve B tahmin edilen katsayı matrisleridir.

ε_t : Anlık (contemporaneously) ilişkili olabilen gözlemlerin bir vektörüdür. (ε_t ' ler kendi gecikmeli değerleriyle ve eşitliğin sağ tarafındaki tüm değişkenlerle ilişkisizdir.) (Türkyılmaz, Özer ve Kutlu, yayında) Para arzı, faiz oranları ve hisse senedi fiyatları değişkenleri bir VAR sisteminde birlikte değerlendirildiğinde ve dışsal değişken olarak sadece bir sabitin alındığı VAR (1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir².

$$LM1_t = a_{11}LM1_{t-1} + a_{12}LFAIZ_{t-1} + a_{13}LIMKB_{t-1} + c_1 + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$LFAIZ_{2t} = a_{21}LM1_{t-1} + a_{22}LFAIZ_{t-1} + a_{23}LIMKB_{t-1} + c_2 + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

$$LIMKB_{3t} = a_{31}LM1_{t-1} + a_{32}LFAIZ_{t-1} + a_{33}LIMKB_{t-1} + c_3 + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

Burada a_{ij} 'ler ve c_i 'ler tahmin edilebilen parametrelerdir.

Standart VAR modeli ile ilgili bu kısa teorik bilginin ardından Standart VAR modeli gecikme derecesi seçim kriterleri de Tablo 2' de verilmiştir.

Tablo 2. Standart VAR Modeli Gecikme Derecesi Seçim Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	55.06176	NA	1.88e-05	-2.366444	-2.244794	-2.321330
1	208.9918	279.8728	2.60e-08	-8.954172	-8.467575	-8.773718
2	227.7606	31.56570	1.68e-08*	-9.398208	-8.546663*	-9.082414*
3	230.9187	4.880772	2.22e-08	-9.132669	-7.916176	-8.681535
4	233.9796	4.313120	3.00e-08	-8.862711	-7.281270	-8.276237
5	240.6935	8.544889	3.50e-08	-8.758795	-6.812406	-8.036980
6	250.6279	11.28909	3.62e-08	-8.801268	-6.489931	-7.944113
7	260.7999	10.17199	3.85e-08	-8.854540	-6.178255	-7.862044
8	281.9398	18.25718*	2.61e-08	-9.406353	-6.365121	-8.278518
9	292.6956	7.822437	3.05e-08	-9.486165	-6.079984	-8.222989
10	298.4355	3.391761	4.95e-08	-9.337978	-5.566850	-7.939462
11	323.5989	11.43788	3.90e-08	-10.07268	-5.936600	-8.538819
12	340.5972	5.408570	5.88e-08	-10.43624*	-5.935214	-8.767041

Tablo 2' de FPE, SC ve HQ bilgi kriterlerine³ göre 2 gecikme derecesinin uygun olduğu görülmektedir⁴. Seçilen söz konusu gecikme derecesi, Standart VAR modelinin gecikme derecesi olarak kullanılmıştır.

² Örnek VAR modeli tüm içsel değişkenlerin 1 gecikmeli değerlerini içerir. İçsel değişkenler; logaritmik düzey değerleri ile sistemde yer almaktadır.

³ Kriterler; LR: Olabilirlik Oranı Test Kriteri (Likelihood ratio test criteria), FPE: Son Tahmin Hatası Test Kriteri (Final Prediction Error Criteria), AIC: Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria), SC: Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criteria), HQ: Hannan-Quin Bilgi Kriteri (Hannan-Quin Information Criteria).

⁴ Kriterlere göre seçilen 2 gecikmeli VAR modelinin Seri Korelasyon LM Testi, Değişen Varianlılık ve Normallik Testi sonuçları EK-1' de verilmiştir.

Bu durumda Standart VAR (2) modeli yardımıyla Para Arzı, Faiz Oranları ve Hisse Senedi Fiyatları arasındaki dinamik ilişkiler incelenmiştir.

Standart VAR (2) Modelinin Granger Nedensellik Testi, Etki-Tepki ve Varyans Ayrıştırma Analizleri

Bu bölümde öncelikle LM1, LFAIZ ve LIMKB değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkilerinin belirlenmesi amacıyla Standart VAR (2) modelinin Granger Nedensellik Testi sonuçları incelenmiş ve söz konusu test sonuçları Tablo 3’de verilmiştir.

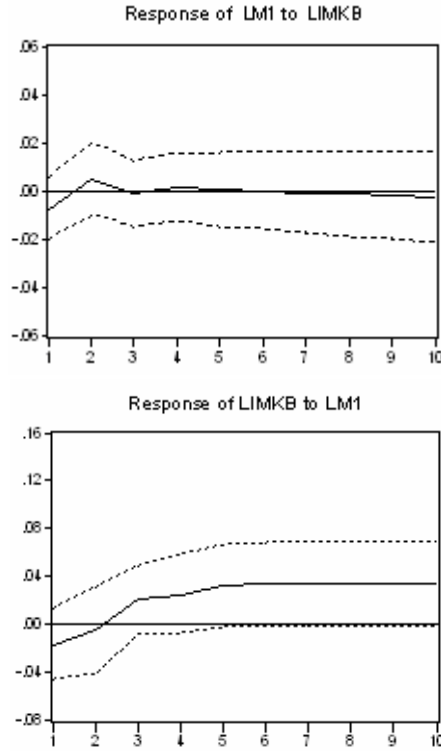
Tablo 3: Standart VAR (2) Modeli Granger Nedensellik/Blok Dışsallık Wald Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: LM1			
	χ^2	Serbestlik Derecesi	p
LFAIZ	2,054247	2	0,3580
LIMKB	1,082732	2	0,5820
Bağımlı Değişken: LFAIZ			
	χ^2	Serbestlik Derecesi	p
LM1	3,905511	2	0,1419
LIMKB	3,629645	2	0,1629
Bağımlı Değişken: LIMKB			
	χ^2	Serbestlik Derecesi	p
LM1	7,242725	2	0,0267
LFAIZ	2,476144	2	0,2899

Tablo 3’ den görüldüğü gibi sadece LM1’ den LIMKB’ ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Buna göre, para arzının hisse

senedi fiyatlarının Granger nedeni olduğunu söylemek mümkündür. Söz konusu bulguya ek olarak, LM1 ve LIMKB arasındaki dinamik ilişkileri incelemek amacıyla Standart VAR (2) modelinin Etki-Tepki Analizi ve Varıans Ayrımlaştırma Analizi sonuçları da değerlendirilmiştir.

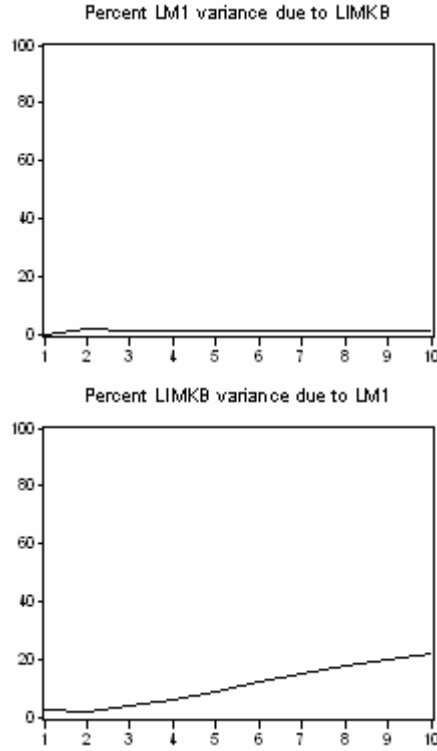
Şekil 3’de LM1 ve LIMKB serileri için Standart VAR (2) modelinin Etki-Tepki Analizi grafikleri verilmiştir.



Şekil 3. Etki-Tepki Analizi Grafikleri

Şekil 3’deki birinci grafik LIMKB’ deki bir standart sapmalık şoka LM1’ in tepkisini göstermektedir. Tüm dönemler dikkate alındığında, LIMKB’ nin LM1 üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını söylemek mümkündür. Benzer şekilde, ikinci grafik ise, LM1’ deki bir standart sapmalık şokun LIMKB üzerindeki etkisini göstermektedir. Grafiğin genel bir değerlendirmesi olarak, LM1’ in LIMKB üzerinde anlamlı ve sürekli bir etkisinin olduğunu söylemek mümkündür. Etki-Tepki Analizi grafikleriyle ilgili olarak yapılan bu değerlendirmeler, LM1 ve LIMKB arasında söz konusu olan nedensellik ilişkisini de destekler niteliktedir.

Değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin incelenmesinde, Etki-Tepki Analizi'nden sonra Varyans Ayrıştırma Analizi sonuçları da ele alınmıştır. Şekil 4' de LM1 ve LIMKB serileri için Standart VAR (2) modelinin Varyans Ayrıştırma Analizi grafikleri verilmiştir.



Şekil 4. Varyans Ayrıştırma Analizi Grafikleri

Birinci grafikten görüleceği gibi, LM1' in varyansındaki değişim incelendiğinde, hangi dönem açısından bakılırsa bakılsın bu değişime LIMKB'nin bir katkısının olmadığı görülmektedir. Şekil 4' deki ikinci grafik ise, LIMKB' nin varyansındaki değişimde LM1' in payını göstermektedir. Grafikten, tüm dönemler için LIMKB' nin varyansındaki değişimde LM1' in önemli bir etkisinin olduğunu söylemek mümkündür. Dönem sayısı arttıkça, LIMKB' de meydana gelen değişimde LM1' in ağırlığı artan bir şekilde devam etmektedir.

Sonuç ve Öneriler

Çalışmada Türkiye’ de 2001:05-2005:12 dönemi için Para Arzı (M1), Faiz Oranları ve Hisse Senedi Fiyatları arasındaki dinamik ilişkiler incelenmeye çalışılmıştır. Tüm değişkenlerin logaritmik değişimleri elde edilmiştir. Geliştirilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri yardımıyla, serilerin durağanlığı kontrol edilmiş ve LM1 serisinin I (0), LFAIZ ve LIMKB serilerinin ise I (1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre, değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler bir Standart VAR yapısı altında incelenmiştir. Seçilen Standart VAR (2) modelinin Granger Nedensellik Testi sonuçları, LM1’ den LIMKB’ ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermektedir. Bir başka ifadeyle, Para Arzı’ nın Hisse Senedi Fiyatları’ nın Granger nedeni olduğunu söylemek mümkündür. Nedensellik analizine ek olarak, Standart VAR (2) modeli yardımıyla elde edilen Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırma Analizi sonuçları da LM1’ den LIMKB’ ye doğru tek yönlü olarak belirlenen nedensellik ilişkisini destekler nitelikte bulgular sunmaktadır. Bu sonuçlara göre, Hisse Senedi Fiyatları’ nın Merkez Bankası’ nın para politikasını uyumlaştırmak için bir gösterge olarak kullanılabilceği söylenebilir. Ayrıca, çalışmada elde edilen nedensellik bulguları, hisse senedi yatırımcıları tarafından, yatırım yaparken gözönünde tutulması gereken bir bilgi niteliği taşımaktadır.

Kaynaklar

- Cheung, Y. W. & Ng, L. K. (1998), “International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity”, *Journal of Empirical Finance*, 5.
- Goodhart, C. A. & Hofmann, B. (2000), “Financial Variables and the Conduct of Monetary Policy”, Sveriges Riksbank working paper No.112., http://www.riksbank.com/upload/4587/WP_112.pdf
- Goodhart, C. A. & Hofmann, B. (2001), “Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy”, London School of Economics working paper, <http://www.frbsf.org/economics/conferences/0103/conf6.pdf>
- Jones, J.D. & Uri, N. D., (1987) “Money Supply Growth, Stock Returns and the Direction of Causality”, *Socio-Economic Planning Sciences*, Volume 21, 5, <http://www.science-direct.com/science/article/B6V6Y-458WJWH-13/2/198be8da8776b3576401f4d2d032e094>
- Mak, S.C. & Cheung, D.W., (1992), “Causality tests of the United States weekly money supply and Asian –pacific stock markets”, *Asia Pacific Journal of Management*, vol.9, no.2.

- Mukherjee, T. K. & Naka, A. (1995), "Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error-correction model", *The Journal of Financial Research*, 18 (2).
- Türkyılmaz, S., Özer, M. ve Kutlu, E., "Döviz Kuru Oynaklığı İle İthalat ve İhracat Arasındaki İlişkilerin Zaman Serisi Analizi", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Volume 7 No:2.
- Verma, R. & Ozuna, T., (2005), "Are emerging equity markets responsive to cross-country macroeconomic movements? Evidence from Latin America", *International Financial Markets, Institutions and Money*, 15.
- Wong, W. K. & Khan, H. ve Du J., (2005), "Money, Interest Rate and Stock Prices: New evidence from Singapore and the United States, Working Paper, No:007.

EK-1: Standart VAR (2) Modelinin Seri Korelasyon LM Testi, Değişen Varyanslılık ve Normallik Testi Sonuçları

VAR Residual Serial Correlation LM...
 H0: no serial correlation at lag order h
 Date: 05/02/07 Time: 15:44
 Sample: 2001M05 2005M12
 Included observations: 54

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.204212	0.8975
2	5.080885	0.8272
3	16.13240	0.0642
4	8.983344	0.4388
5	10.47936	0.3131
6	1.637155	0.9960
7	5.839382	0.7559
8	8.806969	0.4553
9	8.165282	0.5176
10	9.189766	0.4199
11	8.823421	0.4537
12	7.991609	0.5350

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 05/16/07 Time: 19:10
 Sample: 2001M05 2005M12
 Included observations: 54

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
84.79738	72	0.1437

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 H0: residuals are multivariate normal
 Date: 05/02/07 Time: 15:45
 Sample: 2001M05 2005M12
 Included observations: 54

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.118566	0.126522	1	0.7221
2	-0.128905	0.149549	1	0.6990
3	0.256781	0.593431	1	0.4411
Joint		0.869501	3	0.8328

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.108333	1.788908	1	0.1811
2	2.068705	1.951450	1	0.1624
3	3.142760	0.045856	1	0.8304
Joint		3.786214	3	0.2855

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.915430	2	0.3838
2	2.100999	2	0.3498
3	0.639286	2	0.7264
Joint	4.655715	6	0.5887