

İMKB'DE YABANCI İŞLEMLERİ VE HİSSE SENEDİ GETİRİLERİ İLİŞKİSİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN FOREIGN INVESTMENTS AND STOCK RETURNS ON ISE

H. Aydın OKUYAN⁽¹⁾, Erman ERBAYKAL⁽²⁾

⁽¹⁾Balıkesir Üniversitesi, Bandırma İİBF, İşletme Bölümü

⁽²⁾İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü

⁽¹⁾aydinokuyan@hotmail.com, ⁽²⁾erbaykal@yahoo.com

ÖZET: Bu çalışmada, İMKB hisse senedi piyasasında yabancılar tarafından gerçekleştirilen işlemlerin hisse senedi getirileri üzerinde etkili olup olmadığı, tabanın genişlemesi (*base broadening*) hipotezinden yola çıkılarak ortaya konulmaya çalışılmıştır. 1997:01 - 2009:12 tarihleri arasındaki aylık veriler kullanılarak, iki değişken arasındaki eşbütünlük ilişkisi Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi ve ARDL modelleri yardımıyla analiz edilmiştir. Sonuçta yabancı işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki tespit edilmiş ancak bu ilişkinin kısa dönemde anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu bulgular İMKB'de tabanın genişlemesi hipotezinin uzun dönemde geçerli olduğu şeklinde yorumlanabilir.

Anahtar Kelimeler: Tabanın Genişlemesi Hipotezi; Yabancı Yatırımlar; Sınır Testi

ABSTRACT: This paper, emerging from base broadening hypothesis, investigates whether the foreign transactions have an affect on the security returns in ISE. The cointegration relationship between two variables has been analyzed by the bounds testing approach developed by Pesaran et. al.(2001) and ARDL models using the monthly data of 1997:01- 2009:12. As a result, a positive relationship has been detected between the foreign transactions and returns of shares in the long run. However, the same relationship is insignificant in the short run. This finding can be interpreted as the validity of base broadening hypotesis in long term in ISE.

Keywords: Base Broadening Hypotesis; Foreign Investments; Bounds Test

JEL Classifications: G11; F32; C22

1. Giriş

Dünyada para ve sermaye transferlerinin önündeki teknolojik ve hukuki engellerin azalması ile özellikle gelişmekte olan ülkelere yönelen fonlarda artışlar meydana gelmiştir. Bu hareketin bir sonucu olarak bu fonların henüz yeterince derinleşmemiş olan gelişmekte olan piyasalardaki etkisinin arttığı düşünülmektedir. French ve Poterba (1991), Lewis (1994) ve Tesar ve Werner (1995) tarafından da belirtildiği gibi özellikle 1990'lara kadar yatırımcıların portföylerinde ağırlıklı olarak yerli menkul kıymetler yer almaktaydı. 1990'larda ise yatırımcılar uluslararası çeşitlendirmenin önemini kavramış ve teknolojinin de desteği ile portföylerindeki yabancı menkul kıymetlerin ağırlığını artırmışlardır. Bu durum yeterince derin olmayan gelişmekte olan piyasalardaki yatırımcı tabanının değişmesine yol açmıştır.

Stulz (1995)'a göre gelişmekte olan piyasalarda yatırımcı tabanındaki bu değişiklik fiyatlarda artışa neden olmaktadır. Yatırımcı tabanındaki bu değişikliği açıklayan en

temel görüş tabanın genişlemesi (*base broadening*) hipotezidir. Merton (1987) ve Errunza ve Losq (1989)’a göre, yatırımcı tabanında bir genişleme, piyasadaki portföy çeşitlendirme ve risk dağıtımını olanaklarını arttırmaktadır. Ayrıca Pagano (1989), Allen ve Gale (1991) ve Hargis (1995) yeni yatırımcıların piyasaya girmesinin algılanan likidite riskini de azalttığını öne sürmüşlerdir. Bu faktörlerin bir sonucu olarak piyasada beklenen getirilerin azalması yani fiyatların yükselmesi beklenebilir. Warther (1995) ABD’de yaptığı çalışmada tabanın genişlemesi hipotezini destekler şekilde hisse senedi ve tahvil getirileri ile sermaye akımları arasında pozitif bir ilişkiye işaret etmektedir. Clark ve Berko (1997) ise Meksika’da yaptıkları çalışmalarında hisse senetlerinde yabancı satın alımları ile hisse senedi getirileri arasında pozitif bir ilişki olduğunu öne sürmüşlerdir. Piyasa kapitalizasyonundaki %1’lik bir artışın hisse senetlerinde %13’lük bir artışa neden olduğu sonucuna varılmıştır. Clark ve Berko (1997) tabanın genişlemesi hipotezini aşağıdaki şekilde formüle etmişlerdir.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{C_t}{MC_{t-1}}$$

R_t = piyasada t zamanındaki getiriyi,
 C_t = t zamanındaki yabancı sermaye akımlarını,
 MC_{t-1} = piyasada $t-1$ zamanındaki piyasa kapitalizasyonunu,

ifade etmektedir. $H_0: \beta_1=0$ ve $H_1: \beta_1>0$ hipotezleri test edilmektedir. H_0 hipotezinin reddedilmesi piyasada tabanın genişlemesi hipotezinin kabul edilmesi anlamını taşımaktadır. Yani bir anlamda, piyasa getirisi üzerinde yabancı sermaye akımlarının etkisinin varlığı ortaya konulmaktadır. Tabak (2003) aynı yöntemi kullanarak Sao Paulo Menkul Kıymetler Borsasında (Bovespa) yaptığı çalışmada yabancıların toplam piyasa kapitalizasyonu içindeki payı ile hisse senedi piyasasının getirisi arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu öne sürmüştür.

Teorik olarak hisse senedi fiyatları yeni bilgilerin gelmesi ile değişir. İşlem hacminin gelen bilgilerden etkilendiği kabul edilirse, işlem hacminin de fiyatlarla ilişkili olduğu söylenebilir. Yapılan ampirik çalışmalar fiyat ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi desteklemektedir. Bu konudaki en temel çalışmalar Osborne (1959), Ying (1966), Rogalski (1978), Wood ve diğerleri (1985), Haris ve Gürel (1986), Richardson ve diğerleri (1986), Comiskey ve diğerleri (1987) tarafından yapılmıştır. Çalışmalarda varılan ortak sonuç fiyat değişimleri ile işlem hacmi arasında pozitif korelasyon olduğudur. Hiemstra ve Jones (1994) çalışmalarında hisse senedi getirilerinin tahmin edilebilmesinde hacimlerin kullanılabileceğini ve hacimler ile fiyatlar arasında çift yönlü doğrusal olmayan bir nedenselliğin olduğunu ileri sürmüşlerdir. Ayrıca Copeland (1976) ve Jennings ve diğerleri (1981) aynı sonuca ulaşarak hisse senedi fiyatları ile işlem hacimleri arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu söylemişlerdir. Literatürde fiyat ve hacim ilişkisini inceleyen çalışmalardan elde edilen sonuçlar yabancı işlem hacimlerinin hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olabileceğini düşündürmektedir.

Bu çalışmada, İMKB’de yabancılar tarafından yapılan işlemlerin hisse senedi getirileri üzerinde etkili olup olmadığı Pesaran ve diğerleri (2001) ve ARDL modelleri yardımıyla açıklanmaya çalışılmıştır. Çalışmanın birinci bölümünde konuya ilişkin literatür incelenmiştir. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veri seti

ve model tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan yöntemin özellikleri açıklanmış ve elde edilen bulgular tartışılmıştır. Çalışma sonuç bölümü ile tamamlanmıştır.

2. Veri Seti ve Model

Çalışmada, İMKB tüm endeksinde yabancı banka/aracı kurum veya şahıs nam ve hesabına gerçekleştirilen işlemlerin aylık toplam hacminin İMKB tüm endeksinin aylık toplam işlem hacmine oranı ve İMKB tüm endeksinin kapanış fiyatlarının logaritmik değerleri kullanılmıştır. Yabancı banka/aracı kurum veya şahıs nam ve hesabına gerçekleştirilen işlemlerin aylık toplam hacmi İMKB web sitesinden, İMKB tüm endeksi toplam işlem hacmi ve İMKB tüm endeksi kapanış değerleri ise, IBS Analiz¹ sisteminden elde edilmiştir. Çalışmada yukarıda açıklanan değişkenlerin 1997:01 – 2009:12 arasındaki aylık verileri kullanılmıştır. Yabancı işlem hacimlerine ait 1997 yılından önceki verilere ulaşılamadığından veri seti bu tarihten başlatılmıştır.

Çalışmada *LKF* İMKB tüm endeksi kapanış fiyatlarının logaritmik değerini, *YB* ise yabancı banka/aracı kurum veya şahıs nam ve hesabına gerçekleştirilen işlemlerin aylık toplam hacminin İMKB tüm endeksinin toplam işlem hacmine oranını ifade etmektedir. Çalışmada kullanılan 156 gözleme ait tanımlayıcı istatistikler aşağıda gösterilmiştir.

Tablo 1. Verilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

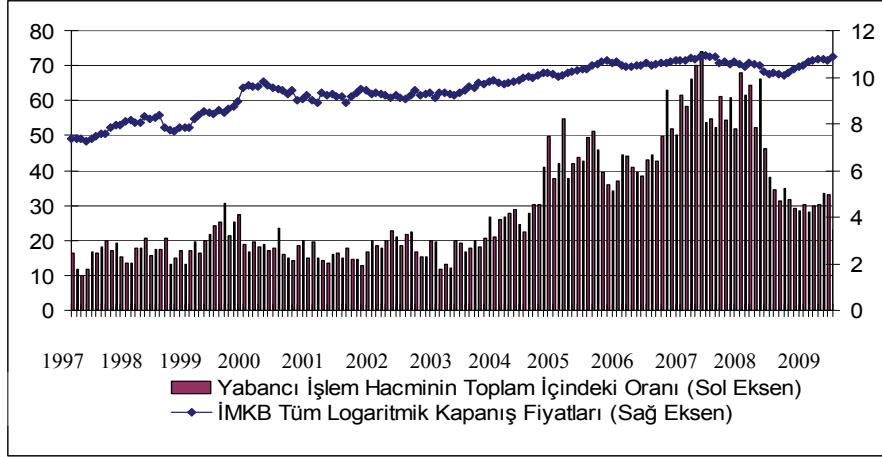
	<i>LKF</i>	<i>YB</i>
Minimum	7,25	9,88
Maksimum	10,91	73,78
Ortalama	9,53	29,14
Standart Sapma	0,99	15,62
Medyan	9,61	21,95
Basıklık	0,03	-0,54
Çarpıklık	-0,56	0,95
Jarque-Bera	1,68	2,46
Gözlem Sayısı	156	156

Çalışmada kullanılan model aşağıda belirtilmiştir.

$$LKF_t = \alpha_1 + \alpha_2 YB_t + \mu_t \quad (1)$$

İMKB tüm endeksinde yabancı banka/aracı kurum veya şahıs nam ve hesabına gerçekleştirilen işlemlerin toplam hacminin İMKB tüm endeksinin toplam işlem hacmine oranı ve İMKB tüm endeksinin kapanış fiyatlarının logaritmik değerleri Şekil 1'de gösterilmiştir. Yabancıların işlem hacminin özellikle 2004'den sonra hızla arttığı ancak 2008 yılında yaşanan global krizden sonra büyük bir düşüş gösterdiği açıkça görülmektedir.

¹ www.analiz.com



Şekil 1. Yabancı İşlem Hacmi ve İMKB Tüm Endeksinin Zaman İçindeki Seyri

3. Yöntem

Ampirik çalışmalar makroekonomik zaman serilerinin büyük çoğunluğunun durağan olmayan seriler olduğunu ortaya çıkarmıştır. Birim kök içeren bu seriler arasında sahte regresyon sorunuyla karşılaşıldığından, bu soruna çözüm bulmak için çeşitli yöntemler önerilmiştir. Bunlardan bir tanesi serilerin farklarının alınıp regresyona sokulmasıdır. Ancak bu durumda da yeni bir problemle karşı karşıya kalınmaktadır. Bu yöntem uzun dönem dengesi için önemli olan bilgilerin kaybedilmesine yol açmaktadır. Çünkü değişkenlerin birinci farkları kullanıldığından, bu değişkenlerin arasında olması muhtemel uzun dönemli ilişkiyi görme olasılığı ortadan kalkmaktadır. Bu, eşbütünleşme analizinin çıkış noktası olmuştur.

Engle ve Granger (1987)'in geliştirdikleri eşbütünleşme yaklaşımı bu sorunu ortadan kaldırmıştır. Bu yaklaşıma göre, düzeyde durağan olmayan birinci farkı durağan olan zaman serileri düzey halleri ile modellenenilmekte ve böylece uzun dönem bilgi kaybı engellenmiş olmaktadır. Ancak bu yaklaşım birden fazla eşbütünleşik vektör olması durumunda geçersiz olmaktadır. Bu noktadan hareketle Johansen (1988)'in geliştirdiği yaklaşımla, tüm değişkenlerin içsel olarak kabul edildikleri Vektör Otoregresif (VAR) modelinden yola çıkarak, değişkenler arasında kaç tane eşbütünleşik vektör olduğu test edilebilmektedir. Dolayısıyla, Engle ve Granger (1987) metodunda olduğu gibi, testi tek bir eşbütünleşik vektör beklentisiyle sınırlandırmadan, daha gerçekçi bir sınama gerçekleştirilebilmektedir.

Fakat Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından gerçekleştirilen eşbütünleşme testleri için, tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekir. Eğer ilgili çalışmada serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani $I(0)$ ise, bu testler ile eşbütünleşme ilişkisi araştırılamaz. Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ise, büyük ölçüde bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşıma göre, bağımlı değişken $I(1)$, bağımsız değişkenler $I(0)$ veya $I(1)$ olmak şartıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilmektedir. Bu nokta, Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testinin var olan eşbütünleşme testlerine göre en büyük avantajıdır.

4. Bulgular ve Bulguların Değerlendirilmesi

İlk önce serilerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen “Geliştirilmiş Dickey Fuller”(ADF) ve Phillips ve Perron (1988) birim kök testleri kullanılmıştır. Bu iki test arasındaki en önemli fark, Dickey Fuller (1979) hata terimlerinin beyaz gürültü olduğunu yani; ardışık bağımsızlık, normal dağılım ve sabit varyansa sahip olduğunu kabul etmesidir. Buna karşın Phillips Perron testi, Dickey Fuller testinin tersine hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermektedir.

Çalışmada kullanılan veri setlerine ait ADF ve Phillips Perron Testlerinin sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Geliştirilmiş Dickey Fuller		Phillips Perron	
	Sabitli	Sabit ve trendli	Sabitli	Sabit ve trendli
<i>LKF</i>	-1,754	-2,508	-1,753	-2,673
ΔLKF	-12,326*	-12,347*	-12,345*	-12,355*
<i>YB</i>	-1,778	-1,909	-1,849	-2,646
ΔYB	-16,892*	-16,874*	-16,999*	-16,874*
Kritik Değerler				
%1	-3,472	-4,018	-3,472	-4,018
%5	-2,880	-3,439	-2,880	-3,439

*%1’de anlamlılığı gösterir.

Tablo 2’de görüldüğü gibi *LKF* ve *YB* değişkenleri hem ADF hem de Phillips Perron testlerine göre birinci farkı alındığında durağan çıkmıştır. Böylece Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından ön koşul olarak istenen bağımlı değişkenin $I(1)$, bağımsız değişkenlerin ise $I(0)$ yada $I(1)$ olma şartı sağlanmış olmaktadır. Yani çalışmada kullanılan veri, modelde kullanılabilir özelliğe sahiptir.

4.1. Eşbütünleşme Testi

Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımının uygulanabilmesi için ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model – UECM) oluşturulur. Bu modelin yapılan çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta LKF_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta LKF_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta YB_{t-i} + \alpha_4 LKF_{t-1} + \alpha_5 LYB_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

Model de yer alan *LKF* İMKB tüm endeksi kapanış fiyatlarının logaritmik değerini *YB* ise yabancı banka/aracı kurum veya şahıs nam ve hesabına gerçekleştirilen işlemlerin aylık toplam hacminin İMKB tüm endeksinin toplam işlem hacmine oranını ifade etmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez ($H_0: \alpha_4 = \alpha_5 = 0$) şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)’deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değeri arasındaysa, kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Son olarak, hesaplanan F istatistiği üst kritik değerinin üzerindeyse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu kabul edilir.

UECM modelinde t trend değişkenini, m gecikme sayısını ifade etmektedir². Tablo 3’de sınır testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. Sınır Testi Sonuçları

k	F istatistiği	%5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
1	15,238	6,56	7,30

k , (2) numaralı denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)’deki Tablo CI(V)’ten alınmıştır.

Tablo 3’de görüldüğü üzere hesaplanan F istatistiği Pesaran’ın üst kritik değerini aştığı için, seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin bulunması, yabancıların işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Artık seriler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi tespit edildiğinden uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modeli kurulabilir.

4.2. ARDL Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin incelenmesi için, ARDL modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur. Gecikme sayılarının belirlenmesi için yine Akaike bilgi kriterinden yararlanılmıştır.

$$LKF_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} LKF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} YB_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Tablo 4. ARDL (1,1) Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
$LKF(-1)$	0,920	18,245*
YB	-0,005	2,115
$YB(-1)$	0,009	3,245*
C	1,578	3,937*
T	0,001	1,752
Tanısal Denetim Sonuçları		
R^2	0,864	
\bar{R}^2	0,861	
X^2_{BG}	10,573(0,542)	
$X^2_{NORM}(2)$	2,842(0,248)	
$X^2_{WHITE}(1)$	1,856(0,726)	
$X^2_{RAMSEY}(1)$	0,780(0,729)	

*%1’de anlamlılığı gösterir.

² Gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır eğer otokorelasyon problemi hala devam ediyorsa bu problem ortadan kalkana kadar bu işleme devam edilir. Bu çalışmada incelediğimiz veri seti aylık olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve Akaike kriterine göre gecikme sayısı 1 olarak belirlenmiştir. Daha sonra modelde otokorelasyon problemi olup olmadığını araştırmak için LM testi yapılmıştır. Yapılan test sonucuna göre ise otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır.

Tablo 4’de yer alan X^2_{BG} , X^2_{NORM} , X^2_{WHITE} , X^2_{RAMSEY} katsayıları sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleridir. Tablodaki sonuçlara göre, oluşturulan ARDL modelinin normal dağılıma ve sabit varyansa sahip olduğu, otokorelasyon içermediği görülmektedir. Ayrıca model kurma hatası da istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Dolayısıyla ARDL (1,1) modelinin sonuçlarından hareketle uzun ve kısa dönem katsayılar hesaplanabilir.

4.2.1. Uzun Dönemli İlişki

ARDL (1,1) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 5’de yer almaktadır.

Tablo 5. ARDL (1,1) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
<i>YB</i>	0,034	2,345**
<i>C</i>	6,489	5,486*
<i>T</i>	0,110	2,480**

*%1, **%5’de anlamlılığı gösterir.

Tablodaki sonuçlar yabancı işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Yabancı işlem hacmi değişkeninin katsayısı pozitif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu durum, İMKB’de tabanın genişlemesi (*base broadening*) hipotezinin uzun dönemde geçerli olduğuna işaret etmektedir.

4.2.2. Kısa Dönemli İlişki

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$\Delta LKF_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i} \Delta LKF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta YB_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Buradaki EC_{t-1} değişkeni uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir.

Tablo 6. ARDL(1,1) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
ΔYB	0,175	-1,115
<i>C</i>	1,842	3,976*
<i>T</i>	0,182	1,347
<i>ECT(-1)</i>	-0,168	-3,875*

*%1’de anlamlılığı gösterir.

ECT(-1) değişkeni beklendiği gibi 0 ile 1 arasında negatif işaretli ve istatistiksel olarak da anlamlı bulunmuştur. Tablodaki sonuçlar yabancı işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında kısa dönemde anlamlı bir ilişki bulunmadığını göstermektedir. Yabancı işlem hacmi değişkeninin katsayısı pozitif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Bu sonuç kısa dönemli fiyat

istikrarsızlıklarının yabancılardan kaynaklandığı görüşünü desteklememektedir. Bu sonuç, Adabag ve Ornelas (2004)’ın çalışmasında elde edilen bulgular ile tutarlıdır.

5. Sonuç

Bu çalışmada hisse senedi piyasasında yabancı işlemlerin hisse senedi getirileri ile ilişkisi ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu amaçla, İMKB tüm endeksinde yabancı banka/aracı kurum veya şahıs nam ve hesabına gerçekleştirilen işlemlerin toplam hacminin İMKB tüm endeksinin toplam işlem hacmine oranı ve İMKB tüm endeksinin kapanış fiyatlarının logaritmik değerleri kullanılmıştır. Bu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testi ve ARDL modelleri yardımıyla incelenmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre, yabancı işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki bulunmuştur. Ancak kısa dönemli sonuçlar aynı ilişkinin varlığını desteklememektedir. Yabancı yatırımcılar tarafından gerçekleştirilen görece uzun vadeli portföy yatırımlarına ait işlemler, hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olmaktadır. Bu durum yabancıların İMKB’deki payının büyük olmasından kaynaklanmaktadır. Bu sonuç, İMKB’de tabanın genişlemesi (*base broadening*) hipotezinin uzun dönemde geçerli olduğunu göstermektedir.

Bu sonuca göre, varsayılanın aksine İMKB’de kısa vadeli sıcak paranın fiyatlar üzerinde büyük bir etkisi bulunmadığı ortaya konulmuştur. Ancak görece uzun vadeli portföy yatırımlarının yatırımcı tabanını genişletmek yoluyla algılanan likidite riskini dolayısıyla beklenen getirileri azaltıcı yani fiyatları artırıcı bir etkisi bulunduğu görülmüştür. O halde yabancı işlemlerinin yönü, İMKB’de uzun dönemde yapılacak olan fiyat tahminlerinde yardımcı bir gösterge olarak kullanılabilir.

Referanslar

- ADABAG, M.C., ORNELAS, J.R.H. (2004). Behavior and effects of foreign investors on Istanbul Stock Exchange. *SSRN Working Paper Series*, No. 656442.
- ALLEN, F., GALE, D. (1991). Limited market participation and the volatility of asset prices. *American Economic Review*, 84, 933-955. ss.
- CLARK, J., BERKO, E. (1997). Foreign investment fluctuations and emerging market stock returns: the case of Mexico. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 24.
- COMISKEY, E.E., WALKLING, R.A., WEEKS, M. (1987). Dispersion of expectations and trading volume. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14 (2), 229-239. ss.
- COPELAND, T. (1976). A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. *Journal of Finance*, 31 (4), 1149-1168. ss.
- DICKEY, D., FULLER, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74 (2), 427-431. ss.
- ENGEL, R.F., GRANGER, C.W.J. (1987). Co-Integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276. ss.
- ERRUNZA, V., LOSQ, E. (1989). Capital flow controls, international asset pricing and investors’ welfare: a multi-country framework. *Journal of Finance*, 44 (4), 1025-1037. ss.
- FRENCH, K.R., POTERBA, J.M. (1991). Investor diversification and international equity markets. *American Economic Review*, 81, 222-226. ss.
- HARGIS, K. (1995). The internationalization of emerging equity markets: Domestic market development or retardation?. *University of Illinois Working Paper Series*.
- HARIS, L., GUREL, E. (1986). The price and volume effects associated with changes in the S&P500 list: New evidence for the existence of price pressures?, *Journal of Finance*, 41(4), 815-829. ss.

- HIEMSTRA, C., JONES, J.D. (1994). Testing for linear and nonlinear causality in the stock price volume relation. *Journal of Finance*, 49 (5), 1639-1665. ss.
- JENNINGS, R., STARKS, L., FELLINGHAM, J. (1981). An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival. *Journal of Finance*, 36 (1), 143-161. ss.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2/3), 231-254. ss.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210. ss.
- LEWIS, K.K. (1994). Puzzles in international financial markets. *University of Pennsylvania Working Paper Series*.
- MERTON, R.C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42 (3), 483-510. ss.
- OSBORNE, M. (1959). Brownian motion in the stock market. *Operations Research*, 7 (2), 145-173. ss.
- PAGANO, M. (1989). Endogenous market thinness and stock price volatility. *Review of Economic Studies*, 56, 269-287. ss.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R.J. (2001). bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. ss.
- PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series. regression, *Biometrika*, 75 (2), 336-346. ss.
- RICHARDSON G., SEFCIK, S.E., THOMPSON, R. (1986). A test of dividend irrelevance using volume reaction to a change in dividend policy. *Journal Financial Economics*, 17 (2), 313-333. ss.
- ROGALSKI, R. J. (1978). The dependence of prices and volume. *Review of Economics and Statistics*, 60 (2), 268-274. ss.
- STULZ, R.M. (1995). International portfolio choice and asset pricing: an integrative survey. *NBER Working Paper Series*, No. 4645.
- TABAK, B.M. (2003). The random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: the Brazilian Stock Market case. *Applied Financial Economics*, 13 (5), 369-378. ss.
- TESAR, L.L., WERNER, I.M. (1995). Home bias and high turnover. *Journal of International Money And Finance*, 14, 467-492. ss.
- WARTHER, V.A. (1995). Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, 39, 209-235. ss.
- WOOD, R.A., INISH, T.H.M., ORD, J.K. (1985). An investigations of transactions data for NYSE stocks. *Journal of Finance*, 40 (3) 723-739. ss.
- YING, C.C. (1966). Stock market prices and volumes of sales. *Econometrica*, 34 (3), 676-686. ss.