

MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN HİSSE SENEDİ PİYASALARI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: BORSA İSTANBUL ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Hazar ALTINBAŞ

Arş. Gör., İzmir Üniversitesi

Nilgün KUTAY

Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi

G. Cenk AKKAYA

Prof. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi

ÖZET

Çalışmada enflasyon, faiz oranı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve petrol fiyatları faktörlerinin BİST-100 endeksi üzerindeki etkisi çok faktörlü regresyon modeli ile araştırılmış; endeks ile faktörler arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkisinin tespitine yönelik Johansen eş bütünleşme testi, vektör hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Sonuçta döviz kuru değişkeni BİST-100 üzerinde açıklayıcılığa sahip tek faktör olarak bulunmuştur. Sanayi ve döviz kurunun BİST-100'deki değişimlerin tahmin edilmesinde kullanılabileceği ancak tersinin geçerli olmadığı, BİST-100'ün yalnızca petrol değişkeni için Granger nedenselliğine sahip olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Makroekonomik faktörler, hisse senedi getirileri, çok faktörlü modeller, eş bütünleşme, vektör oto regresyon, Granger nedensellik.

Jel Kodları: G10, G12

THE EFFECTS OF MACROECONOMIC FACTORS ON STOCK MARKETS: AN APPLICATION IN BORSA ISTANBUL

ABSTRACT

In this study, the effects of factors on BIST-100 index that are inflation, interest rate, exchange rate, industrial production index and oil prices are investigated by a multifactor regression model; Johansen co integration test, vector error correction model and Granger causality test are performed in order to determine the mutual causality relation between factors and stock market index. As a result, exchange rate is found as the only factor that explains BIST-100. Industry production index and exchange rate can be used to predict changes in BIST-100 but opposite is not valid; BIST-100 Granger causes only oil price factor.

Keywords: Macroeconomic factors, stock returns, multi factored models, co integration, vector auto regression, Granger causality.

Jel Classification: G10, G12

Giriş

Günümüze kadar birçok çalışmaya konu olmuş olan makroekonomik faktörler ile sermaye piyasaları ilişkisi üzerine, farklı ülke pazarlarında, farklı ya da benzer değişkenlerle elde edilen sonuçlar açısından ortak bir yargıya varmak mümkün olmamaktadır. Her piyasa, analizin yapıldığı döneme ve kendine has karakteristiklere bağlı olarak farklı özelliklere sahip olmaktadır.

Ekonominin farklı boyutlarının yansıtılabilmesi için kullanılacak makroekonomik göstergeler çalışmadan çalışmaya farklılık gösterebilmektedir. Literatürde sıklıkla kullanılan faktörler: Genel ekonomik durum göstergeleri olarak gayri safi yurtiçi hasıla, sanayi üretim endeksi, işsizlik oranı, toplam tasarruflar; faiz oranı ve para politikası göstergeleri olarak hazine fon getirileri, borçlanma senetleri, merkez bankalarının para politikaları, iskonto oranları, LIBOR; fiyat seviyesi göstergeleri olarak, enflasyon oranı (beklenen ve beklenmeyen olmak üzere de ayrılabilen), petrol ve altın fiyatları; uluslararası hareketlilik göstergesi olarak da döviz kuru, döviz rezervleri olmaktadır. Belirtilenler dışında da daha ayrıntılı ve sektörler üzerinde inceleme yaparken anlamlı olan sektörlere özel faktörler de kullanılabilir.

Makroekonomik faktörlerin etkilerinin ortaya konmasında model seçimleri de farklılıklar göstermektedir. Tek faktörlü ve çok faktörlü modeller, ARCH modelleri, vektör oto regresyon modeli, Johansen eş bütünleşme testi, Granger nedensellik testi, varyans ayrıştırma yöntemlerini kullanılan çalışmalar bulunmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye finans piyasasının kabul edilen bir göstergesi olan BİST-100 endeksi ile enflasyon, faiz oranı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve petrol fiyatları faktörleri arasındaki ilişki araştırılmıştır. Değişkenlere ait veri setleri Ocak-2003 ile Temmuz-2012 tarihleri aralığını kapsayan aylık verilerden oluşmaktadır. Çok faktörlü regresyon modelinin çalıştırılmasının ardından faktörler ile endeks arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitine yönelik önce Johansen eş bütünleşme testi, ardından vektör hata düzeltme modeli ve son olarak bulguların desteklenmesi amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmıştır.

Makale altı bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde yapılan girişin ardından ikinci bölümde literatürdeki çalışmalar tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde çalışma yöntemine, dördüncü bölümde seçilmiş olan makroekonomik faktörlere ilişkin açıklamalar yapılmış; beşinci bölümde analiz ve elde edilen sonuçlar gösterilmiştir. Altıncı bölümde elde edilen bulgular değerlendirilmiştir.

1. Yazın Taraması

Menkul kıymet getirilerinin belirlenmesinde kullanılan en popüler ve eski yöntem Sermaye Varlıklarını Fiyatlandırma Modeli'dir (SVFM). Markowitz (1952) tarafından etkin portföy seçimine yönelik önerilen model; Sharpe (1964), Mossin (1966) ve Lintner (1969) tarafından da geliştirilmiş ve hem teoride hem de uygulamada çok kez kullanılmıştır. Modelin kolaylıkla uygulanabilmesini, getirileri etkileyen faktör olarak yalnızca pazar faktörünü ele alması sağlamaktadır. Bu durum getirileri etkileyen birçok faktörün göz ardı edilmesine neden olmaktadır. Daha doğru analizler için tek faktörlü modeller yerine çok faktörlü modeller önerilmektedir.

Makroekonomik faktörlerde gözlenen değişimlerin menkul kıymet getirileri üzerindeki etkilerinin gözlenebildiği, çok faktörlü bir model olarak Arbitraj Fiyatlandırma Modeli (AFM) kullanılmıştır. Model Roll ve Ross (1980) tarafından geliştirilmiş ve yaptıkları çalışmada Chen vd. (1986) AFM ile uyumlu sonuçlara ulaşmışlardır. AFM çerçevesinde Türkiye Menkul Kıymet Borsası üzerinde makroekonomik değişkenlerin etkilerini araştıran Buyuksalvarcı (2010), tüketici fiyat endeksi, faiz oranı, altın fiyatı, sanayi üretim endeksi, petrol fiyatı, döviz kuru ve para arzı değişkenlerinin BİST-100 getirileri ile ilişkisini çok faktörlü regresyon analizi kullanarak incelemiş ve faiz oranı, sanayi üretim endeksi, petrol fiyatı ve döviz kuru negatif, para arzının pozitif etkiye sahip olduğunu; enflasyonun ve altın fiyatlarının anlamlı etkiye sahip olmadığını göstermiştir.

Chen vd. (1986), ABD'de piyasa getirilerini etkilediğini düşündükleri; uzun ve kısa vadeli faiz oranları arasındaki fark, beklenen ve beklenmedik enflasyon, sanayi üretimi ve yüksek ve düşük kalite fonlar arasındaki farklar ile yaptıkları çalışmada bu risk unsurlarının piyasada anlamlı düzeyde fiyatlandırıldıklarını bulmuştur. Petrol fiyatları ise herhangi bir etkiye sahip değildir. Gelişmekte olan bir ekonomide bu tür etkilerin araştırılması amacıyla Kore piyasası üzerinde yaptıkları çalışmada Kwon vd. (1997), ticaret dengesi, petrol fiyatı, temettü getirisi, para arzı ve döviz kuru değişkenlerini analize sokmuş; anlamlı değişkenler olarak, temettü getirisi, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzını bulmuşlardır. Petrol fiyatlarının finans piyasaları üzerindeki etkisi, doğu bloğunun zayıflaması ve yıkılması sonrasında takip eden süreçte artan bir ilgi konusu olmuştur. Avustralya'da sanayi senetleri üzerinde petrol fiyatlarının etkisi üzerine yaptıkları çalışmada Faff ve Brailsford (1999), her ne kadar bazı sanayi kolları fiyat değişimlerinden kaynaklı risklerden korunabiliyor olsa da, petrol, gaz sektörlerinde pozitif; kağıt, ambalaj ve taşımacılık sektörlerinde negatif etki saptamışlardır. Hondroyiannis ve Papapetrou (2001) hem içsel hem de dışsal faktörlerin Yunan piyasası üzerinde etkisi olduğunu ancak tersinin geçerli olmadığını saptamışlardır. Onlar da petrol fiyatlarının piyasa üzerinde etkili

olduğunu ve etkinin negatif yönlü olduğunu belirtmişlerdir. Petrol fiyatlarında yaşanan ani şokların, Amerikan Hisse Senedi piyasasındaki etkilerini araştıran Kilian ve Park (2009), petroldeki arz ve talep şoklarını tanımlamış ve bu şokların, uzun dönemli Amerikan Hisse senetleri getirilerinin beşte birini açıkladığını söylemişlerdir. Tepkinin salt fiyat değişiminden ziyade değişimin altında yatan sebeplerden kaynaklandığını, sanayi sektörüne ait hisse getirilerinin şoklara verdiği tepkinin, bu şokların iç piyasa talebini azaltan etkileriyle uyumlu olduğunu belirtmişlerdir. Petrol fiyatlarının Türkiye hisse senetleri piyasası üzerindeki etkileri Kapusuzoglu (2011)'in çalışmasında araştırılmıştır. Ulusal 100, 50 ve 30 endeksleri ile Brent petrol fiyatları arasında eş bütünleşme tespit etmiştir. Bu sonuç uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermiştir. Endekslerin petrol fiyatlarını etkilediği, tersinin ise geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Gelişmekte olan piyasalar üzerine yapılan diğer bir çalışma Bilson vd. (2001)'e aittir. 20 ülke piyasası üzerine yaptıkları çalışmada kullandıkları, ilk model, döviz kuru değişkeninin 12 ülke getirileri üzerinde en anlamlı değişken olduğunu göstermişlerdir. Döviz kurunun ardından dünya piyasa endeksi en etkili değişken olmuştur. Ozbay (2009), makroekonomik değişkenler ile hisse senetleri getirileri arasında nedensellik ilişkisini araştırdığı tez çalışmasında, makroekonomik faktörlerin hisse getirileri ile açıklanabilirliğinin, getirilerin faktörler tarafından açıklanabilmesinden daha güçlü olduğunu söylemiştir.

Türkiye ve gelişmekte olan diğer on ülkede hisse senetleri getirileri üzerinde panel analizi ile çalışma yapılmış (Sayılğan ve Süslü, 2011), bulgulara göre döviz kuru, enflasyon oranı ve Standart&Poors 500 endeksinin etkili olduğu saptanmış; faiz oranı, gayri safi yurtiçi hasıla, para arzı ve petrol fiyatlarının ise anlamlı olduğu saptanmamıştır.

Petrol ve döviz kuru faktörlerinin önemine dikkat çeken bir çalışmada (Fedorova ve Pankratov, 2010), Rus MICEX endeksinde GSYH, dolar döviz kuru, avro/dolar oranı, net sermaye hareketliliği ve Brent petrol fiyatı etkisi araştırılmış ve en etkili faktörler olarak petrol fiyatı ve dolar döviz kuru bulunmuştur. Türkiye piyasasında tek başına döviz kuru etkisini analiz eden Aydemir ve Demirhan (2009), etkiyi farklı endeksler üzerinde araştırmış ve hepsi için karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmişlerdir.

Hess (2003), analizini gerçekleştirdiği İsveç piyasası üzerindeki etkilerini ölçmek üzere, gayri safi millî hasılayı, tüketici fiyat endeksini ve dönem getirisini üç esas makroekonomik gösterge olarak, dışsal etkilerin analizi için de Almanya ekonomisine ve G-7 ülkelerine ait ekonomik göstergeleri değişkenler olarak kullanmıştır. İsveç piyasasının farklı endüstrileri temsil eden endekslerinin söz konusu değişkenlere hassasiyetinin çok farklı olduğunu; ihracata dayalı endüstrilere ait endekslerin dışsal şoklara tepki gösterdiğini, diğer endekslerin büyük bir oranda etkilenmediğini saptamıştır. Farklı endüstrilere yönelik analiz

çalışmalarına Maysami vd. (2005)'in, Singapur piyasasında yaptığı çalışma örnek gösterilebilir. Seçtikleri faktörler ile endeksler arasındaki eş bütünleşmeyi araştırdıkları çalışmalarında Singapur Menkul Kıymetler Borsası endeksi ile emlak sektörüne ait varlıkları içeren Singapur Emlak Senetleri endeksinin, tüm makroekonomik değişkenler ile anlamlı bir ilişki içerisinde olduğunu bulmuşlardır.

Rapach vd. (2005) tarafından, endüstrileşmiş 12 ülkede yapılan bir çalışmada; faiz oranları, dönem getirisi, enflasyon oranı, endüstriyel üretim, para rezervi ve işsizlik gibi içsel faktörler arasından faiz oranları, hisse senedi getirilerini en güçlü şekilde açıklayabilen değişken olmuştur. Faiz oranlarının menkul kıymet piyasaları üzerindeki etkisi ile ilgili olarak yapılan bir çalışmada (Alam ve Uddin, 2009) oranların, analize giren tüm ülkeler üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi olduğu söylenmiş ve kontrol edilebilen faiz oranları ile piyasalara daha çok talep çekilebileceği belirtilmiştir.

Humpe ve Macmillan (2009), Amerikan ve Japon hisse senetleri üzerindeki makroekonomik faktörlerin etkisini, eş bütünleşme testi ile araştırmış ve Amerikan hisse fiyatlarının sanayi üretimi ile pozitif, tüketici fiyat endeksi ve uzun vadeli faiz oranı ile negatif yönlü ilişki içerisinde olduğu bulmuşlardır. Japon hisse senetleri için ise iki farklı eş bütünleşme vektörü bulmuş, ilkinde hisse fiyatlarının sanayi üretiminden pozitif, para arzından negatif etkilendiğini; ikincisinde sanayi üretiminin tüketici fiyat endeksi ve uzun vadeli faiz oranlarından negatif yönlü etkilendiğini saptamışlardır.

Çok büyük bir değişken setiyle (372 ekonomik değişken kullanarak) yapılan bir, çok faktörlü regresyon modeli çalışması (Suvanujasiri vd., 2010), SET50 endeksinde (Tayland borsasının 50 büyük hissesini içeren) bu faktörlerin büyük açıklama gücüne sahip olduğunu ortaya koymuştur. Yine Tayland piyasasında yapılan başka bir çalışmada ise (Tangjitprom, 2012), seçtiği makroekonomik değişkenlerin hisse senetleri getirilerinin varyansını açıklama gücünün az olduğunu bildirmiştir. Faiz oranının getiriler üzerinde en fazla etkisi olan faktör olduğunu belirten Tangjitprom, hisse senetlerinin makroekonomik faktörlerin tahmininde daha etkili olduğunu söylemiştir. Uzak doğu piyasalarında yapılan çalışmalardan biri, Tayvan'da endeks getirileri ile işsizlik oranı, döviz kuru, gayri safi yurt içi hasıla, enflasyon ve para arzı arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir (Singh vd., 2011). Hisse portföyleri oluşturularak yapılan çalışmada, döviz kuru ve GSYH'nin tüm portföy getirilerini etkilediği; enflasyon, döviz kuru ve para arzının orta ve büyük ölçekli şirketlerin dahil olduğu portföyleri negatif yönlü etkilediği sonucuna varılmıştır.

Pal ve Mittal (2011), Hindistan sermaye piyasaları ile faiz oranları, enflasyon, döviz kurları ve GSYH faktörleri arasında uzun vadede bir eş bütünleşme tespit etmiştir ve her zaman aynı derecede olmasa da genel olarak,

tüm pazar endeksleri söz konusu faktörlere bağlıdır. Hindistan’da yapılmış bir diğer çalışma (Kalra, 2012) tarafından gerçekleştirilmiştir. Enflasyon oranı, faiz oranı ve altın fiyatları Sensex’in tahmin edilmesinde kullanılabilir değişkenler olmuştur.

Pakistan’da, seçtikleri makroekonomik faktörler ile Karaçi Borsası endeksi arasında eş bütünleşme tespit edememiş olan Ali vd., (2010), ne faktörlerin endeksi ne de endeksin genel ekonomik koşulları yansıtmadığını söylemişlerdir.

Namibya’ya hisse senedi getirilerini belirleyen faktörleri araştıran Eita (2012), ekonomik faaliyet ve para arzının fiyatları arttırdığını, enflasyon ve faiz oranlarının ise düşürdüğünü görmüştür. Enflasyona karşı hisse almanın bir tedbir olmadığını belirtmiştir.

2. Çalışmanın Amacı ve Veri Seti

Çalışmada, makroekonomik değişkenler ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki çok değişken regresyon analizi ile araştırılacaktır.

Hisse senedi piyasalarını temsilen, bağımlı değişken olarak BİST100 endeksi verileri seçilmiştir (BİST100 değişkeni). Söz konusu endeks BİST Pay Piyasası için temel endeks olarak kullanılmaktadır.

Türkiye’de hisse senedi piyasaları üzerinde etkisi araştırılmak üzere seçilen faktörler enflasyon¹, petrol fiyatları², sanayi üretim endeksi³, faiz oranı⁴, döviz kurudur (dolar/TL).

Söz konusu değişkenler yazında sık kullanılan değişkenler olup, ilgili veri setleri Ocak-2003 ile Temmuz-2012 tarihleri aralığını kapsayan aylık verilerden oluşmaktadır. 2008 ekonomik krizinin gelişmiş ülkelere nazaran Türkiye’de nispeten daha sınırlı bir etkisinin bulunması ve veri seti bütünlüğünün bozulmaması amacıyla 2008 ve 2009 dönemleri çıkartılmamıştır.

1. Enflasyon verileri kaynak: Türkiye Cumhuriyet Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/>.

2. Brent Petrol Fiyatı Kaynak: The U.S. Energy Information Administration http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm

3. Sanayi Üretim Endeksi verileri kaynak: Organisation for Economic Co-operation and Development, <http://stats.oecd.org/>.

4. DİBS kaynak: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, <http://imkb.gov.tr/Data/BondsandBillsData.aspx>.

3. Metodoloji

Veri serilerinin durağan olup olmadıklarının tespit edilmesi amacıyla; Genişletilmiş Dickey- Fuller (GDF) (Dickey ve Fuller, 1979) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (Kwiatkowski vd., 1992) birim kök testleri uygulanmıştır.

Makroekonomik değişkenler ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkinin incelendiği regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} BİST100_t = \beta_0 + \beta_1 FAİZ_t + \beta_2 SANAYİ_t + \beta_3 DÖVİZ_t + \beta_4 PETROL_t \\ + \beta_5 ENFLASYON_t \end{aligned} \quad (1)$$

Otokorelasyon etkisinin sınanması için Durbin- Watson (DW) test istatistiğine başvurulmuştur.

Değişen varyans sınaması White testine göre yapılmıştır.

Değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin araştırılmasından önce veri serileri arasında eş bütünleşme olup olmadığının saptanması amacıyla Johansen eş bütünleşme testi (Johansen, 1991) uygulanmıştır. Eş bütünleşme varlığı durumunda, regresyonun gecikme yapısının incelenmesi amacıyla kullanılacak olan Vektör Otoregresyon modeli (Vector Autoregression model) (VOM) yerine Vektör Hata Düzeltme modeli (Vector Error Correction model) (VHDM) geçecektir. Bulguların desteklenmesi amacıyla gecikmeli değişkenler arasında Granger nedensellik testi (Granger Casuality Test) (Granger, 1969) kullanılacaktır.

4. Analizler ve Sonuçlar

Dördüncü bölümde ana hatları çizilen çalışma yöntemine ilişkin yapılan analizler ve elde edilen sonuçlar ayrıntılı şekilde gösterilecektir.

4.1. Birim Kök Testleri

Tablo1'de BİST 100 endeksine ve makroekonomik faktörlere ait verilerin zaman serilerinin birim kök testleri sonuçları gösterilmiştir. Sonuçlara göre hiçbir makroekonomik faktöre ve endekse ait veri serisi durağan değildir. Değişkenlerin ilk farkları hesaplanmıştır. BİST100 ve ENFLASYON serisi, ilk farkları alınarak durağanlaştırılabilmiş değillerdir. Bu sebeple bu iki veri serisinin ikinci farkları da alınmıştır.

İkinci farkların test sonuçları her iki veri serisinin de ikinci farklarının alınmasıyla durağanlığın elde edildiğini göstermektedir. FAİZ, SANAYİ, DÖVİZ ve PETROL birinci seviyede I(1), ENFLASYON ve BİST100 ikinci seviyede entegredir I(2).

Tablo 1: GDF¹ ve KPSS² test sonuçları

	HAM VERİLER		İLK FARK		İKİNCİ FARK	
	GDF	KPSS	GDF	KPSS	GDF	KPSS
BİST 100	-3,264*	0,089**	-10,629**	0,155**	-	0,546
ENFLASYON	-2,237	0,245**	-0,831	0,584	-	0,361*
FAİZ	-3,831**	1,011**	-8,851**	0,347		
SANAYİ	-1,504	1,018**	-20,046**	0,031		
DÖVİZ	-1,615	0,564**	-8,352**	0,194		
PETROL	-1,865	0,945**	-8,436**	0,044		

* %10'da anlamlı

**%5'te anlamlı

1. Akaike bilgi kriterine göre yapılmıştır.

2. Kare izgesel çekirdek (Quadratic spectral kernel) ile Newey-West bant genişliğinde ölçülmüştür.

4.2. Regresyon Analizi

Regresyon denklemindeki bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait veri setleri, birim kök testlerine göre düzenlenmişlerdir. En küçük kareler metoduna göre gerçekleştirilen regresyon analizi sonucu Tablo2'de gösterilmiştir.

Değişkenlerin varyans bütümte faktörlerinin “1” civarında olması çoklu bağlantı sorunu olmadığını göstermektedir. White testi sonucuna göre (2,6883) değişken varyans durumu söz konusu değildir. DW istatistiği değeri 2,9331 olmuştur. Analizde yüksek düzeyde negatif otokorelasyon gözlenmektedir.

Otokorelasyonun giderilebilmesi amacıyla modele otoregresif değişken eklenmiştir. Eklenen değişken ile çalıştırılan model (MODEL 2) sonucu Tablo3'te gösterilmiştir.

Tablo 2: Hisse senedi piyasası ve makroekonomik faktörlerin regresyon sonucu

Değişkenler	MODEL 1		
	Katsayı	t istatistiği	VBF ¹
SABİT	-0,0036	-0,306945	
ENFLASYON	-2,3205	-0,7781*	1,0415
FAİZ	9,9099	0,1543**	1,0984
SANAYİ	-0,3977	-2,179	1,071
DÖVİZ	-0,5149	-3,3111**	1,1948
PETROL	-0,1207	-1,0571	1,1189
Düzeltilmiş R ²			
:	0,1763		

* %10'da anlamlı

**%5'te anlamlı

¹Varyans Bütümte Faktörü

Model 2’de yapılan White testi sonucuna göre (4,5088) değişken varyans durumu söz konusu değildir. DW istatistiği değeri 2,1822 olmuş ve otokorelasyon giderilmiştir. Değişkenlerin varyans büyütme faktörleri, çoklu bağlantı sorunu olmadığını göstermektedir. Bunu desteklemek amacıyla; yalnızca anlamlı bulunan değişkenlerin dahil edildiği (MODEL 2.1) ve yalnızca anlamsız bulunan değişkenlerin dahil edildiği (MODEL 2.2) iki farklı model daha kurulmuştur. Söz konusu modellere ilişkin regresyon analizi sonuçları da Tablo 3’te gösterilmiştir.

Tablo 3: Hisse senedi piyasası ve makroekonomik faktörlerin regresyon sonucu (Otokorelasyon giderildikten sonra)

Değişkenler	MODEL 2			MODEL 2.1		MODEL 2.2	
	Katsayı	t istatistiği	VBF ¹	Katsayı	t istatistiği	Katsayı	t istatistiği
SABİT	0,0018	0,272		0,0019	0,316	0,0101	0,5568
ENFLASYON	-1,3854	-1,3549	1,07			-	-0,9215
FAİZ	3,4796	1,1563	1,1524			5,9055	1,9816
SANAYİ	-0,2852	-1,1201	1,1061			-	-1,2631
DÖVİZ	-0,3973	-2,6156**	1,3504	-	-		
PETROL	-0,1429	-1,7238*	1,2336	0,3669	2,6884**	-	-0,8622
Düzeltilmiş R ² :	0,3868			0,3478		0,3432	

* %10’da anlamlı

**%5’te anlamlı

¹Varyans Büyütme Faktörü

Otokorelasyonun giderilmesinin ardından çalıştırılan modelde döviz, hisse senedi piyasasındaki değişimleri anlamlı şekilde etkileyen tek faktör olarak belirlenmiştir. Bu faktör hisse senedi piyasası üzerinde negatif etkiye sahiptir. Dolar kurunda yaşanan artış (düşüş) BİST’de düşüğe (artışa) sebep olacaktır. Bilson vd. (2001) , Aydemir ve Demirhan (2009), Buyuksalvarci (2010)’un Türkiye piyasası üzerine gerçekleştirdikleri çalışma bulguları bu sonuç ile uyumludur.

Model 2.1 ve Model 2.2, Model 2’de elde edilen sonuçları destekler niteliktedir. DÖVİZ, Model 2.1’de anlamlı bir değişken olarak elde edilmiştir ve gerek t istatistik değeri gerekse katsayısı, orijinal modele oldukça yakındır. Ancak azalan düzeltilmiş R² değeri, anlamlı olmayan değişkenlerin çıkartılması ile daha iyi bir model oluşturulamayacağını göstermektedir. Model 2.2 ile elde edilen sonuçlar da orijinal modelde elde edilenleri desteklemektedir. Anlamlı olmayan değişkenler bu modelde de anlamlı değillerdir.

Sanayi üretim endeksi ve enflasyonun da anlamlı olmayışında, söz konusu verilerin gecikmeli olarak yayınlanmasının etkili olabileceği

değerlendirilmektedir. Enflasyon verileri bir ay gecikmeli, sanayi üretim endeksi verileri de iki ay gecikmeli olarak elde edilebilmektedir. Bu sebeple, gecikmeli enflasyon ve sanayi üretim endeksi verilerinin yansıtıldığı başka bir model daha kurulmuştur (MODEL 3). Analiz sonucu Tablo 4'te gösterilmiştir. Değişkenlerin varyans büyütme faktörlerinin "1" civarında olması çoklu bağlantı sorunu olmadığını göstermektedir. White testi sonucuna göre (3,3868) değişen varyans durumu söz konusu değildir. DW istatistiği değeri 2,9599 olmuştur. Bu analizde de yüksek düzeyde negatif otokorelasyon gözlenmektedir. Otokoregresif değişken ile çalıştırılan model (MODEL 4) sonucu da Tablo 4'te gösterilmiştir.

Model 4'te yapılan White testi sonucuna göre (3,3959) değişen varyans durumu söz konusu değildir. DW istatistiği değeri 2,1001 olmuş ve otokorelasyon giderilmiştir. Değişkenlerin varyans büyütme faktörleri, çoklu bağlantı sorunu olmadığını göstermektedir.

Model 4 sonucuna göre yalnızca DÖVİZ, BİST100'deki değişimi açıklayabilen anlamlı bir değişken olmuştur. Bu sonuç Model 2 sonucu ile uyumludur. Değişkenlerin katsayı işaretleri de, SANAYİ değişkeni hariç aynı yönlü kalmıştır. Çalışmanın bir sonraki aşamasında nedensellik ilişkisi araştırılacaktır.

Tablo 4: Hisse senedi piyasası ve makroekonomik faktörlerin regresyon sonucu (Gecikmeli veriler ile)

Değişkenler	MODEL 3			MODEL 4		
	Katsayı	t istatistiği	VBF ¹	Katsayı	t istatistiği	VBF ¹
SABİT	-0,0022	-0,1906		-0,001	-0,1508	
ENFLASYON(-1)	0,6456	0,5191	1,0608	-	-0,3029	1,0887
FAİZ	9,4434	2,2105**	1,0825	2,9325	0,9562	1,153
SANAYİ(-2)	-0,0988	-0,4062	1,0605	0,3936	1,574	1,0501
DÖVİZ	-0,5484	-2,6589**	1,1899	-	-2,4476**	1,3659
PETROL	-0,1734	-1,4488	1,1211	-	-1,9127*	1,2089
Düzeltilmiş R ² :	0,1013			0,3368		

* %10'da anlamlı

**%5'te anlamlı

¹Varyans Büyütme Faktörü

4.3. Nedensellik İlişkisi

Veri serilerinde durağanlık gözlenemediğinden seriler arasında eş bütünleşme bulunması olasıdır. Eş bütünleşme saptanırsa; regresyon modelinin gecikme yapısının analiz edilmesi amacıyla kullanılacak olan VOM yerine VMDM kullanılacaktır. Tüm makroekonomik değişkenler ve BİST 100 arasındaki ilişkiye ilişkin bulguların desteklenmesi amacıyla da Granger Nedensellik testi uygulanacaktır.

4.3.1. Johansen Eş Bütünleşme Testi

Johansen eş bütünleşme testi, aynı entegrasyon seviyesinde durağanlaşan veri serileri için kullanılabilir. Bu çalışmada FAİZ, SANAYİ, DÖVİZ ve PETROL birinci seviyede, ENFLASYON ve BİST100 ikinci seviyede entegredir. Bu durumda teste, ENFLASYON ve BİST100 birinci farkları ile girmiştir. Test sonuçları Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5: Johansen eş bütünleşme testi sonuçları

Eş bütünleşme Sayısı	Trace İstatistiği	%5 için kritik değer	Olasılık
0*	162,3384	117,7082	0,0000
En fazla 1*	109,6604	88,8038	0,0007
En fazla 2*	66,23275	63,8761	0,0313
En fazla 3	30,1413	42,9152	0,4939
En fazla 4	12,3521	25,8721	0,7871

***%5 güven seviyesinde hipotezin reddi**

Test sonuçlarına göre veri serileri arasında eş bütünleşme tespit edilmiştir. Bu durumda nedensellik ilişkisinin incelenmesi için VHDM kullanılacaktır.

4.3.2. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla farklı gecikme uzunluklarının üç farklı bilgi kriteri istatistikleri incelenmiştir: Akaike Bilgi Kriteri (ABK), Schwarz Bilgi Kriteri (SBK) ve Hannan ve Quinn Bilgi Kriteri (HQBK). Söz konusu istatistikler Tablo 6'da gösterilmiştir.

İstatistik sonuçlarına göre ABK, optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğunu gösterirken, SBK 0 gecikme uzunluğu, HQBK ise 1 gecikme uzunluğunun optimum olduğunu göstermektedir. Ortak bir gecikme uzunluğunda birleşmeyen üç bilgi kriteri arasından modele en uygun olanının seçilmesi gerekmektedir.

Tablo 6: Gecikme uzunluklarına ait bilgi kriteri istatistikleri

Gecikme	Bilgi Kriteri		
	ABK	SBK	HQBK
0	-25,0351	-24,8869	-24,9750
1	-25,8441	-24,8070	-25,4235
2	-25,9642	-24,0383	-25,1832
3	-25,7854	-22,9706	-24,6439
4	-25,9290	-22,2253	-24,4270

Bilgi kriteri seçimine ilişkin yapılmış çalışmalarında Özcicek ve McMillin (1999), Kadılar ve Erdemir (2002) ve Gutierrez vd. (2009), daha fazla değişken içeren ve örnek büyüklüğü daha fazla olan modellerde ABK'nın daha

yüksek performans gösterdiği belirtmişlerdir. Seçimin gecikme ret (lag exclusion) testi sonuçları Tablo 7’dedir.

Tablo 7: Gecikme ret testi sonuçları

Gecikme	Gecikme Ret						
	BİST100	ENFLASYON	DÖVİZ	FAİZ	PETROL	SANAYİ	GENEL
1	20,9786**	8,7979	37,9295**	50,0326**	28,9567**	34,9997**	200,4816**
2	9,9220	6,6671	31,3981**	18,3613**	4,1142	9,3454	84,28659**

* %10’da anlamlı

**%5’te anlamlı

Genel model için her iki gecikme dönemi de anlamlı bulunmuştur. Bu sebeple ABK’nın belirttiği gecikme uzunluğu ile VHDM(2) çalıştırılacaktır.

4.3.3. Vektör Hata Düzeltme Modeli

Eş bütünleşmenin varlığının tespiti sonucu, regresyondaki gecikme yapısının incelenmesine yönelik olarak; VOM(2) yerine kullanılacak olan VHDM(2) modeli:

$$A_0(Y_t - Y_{t-1}) = CY_{t-1} + A_1Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + v_t \quad (2)$$

Y_t , tüm değişkenleri 6×1 ’lik bir vektör olarak temsil etmektedir. Y_{t-1} ve Y_{t-2} de tüm değişkenlerin 1 ve 2 dönem gecikmeli 6×1 ’lik vektörleridir. C hata düzeltme terimi, A_0 , A_1 ve A_2 değişkenlere ilişkin sabitlerin matrisleridir. Tablo 8’de VHDM(2) modeli sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 8: Vektör hata düzeltme modeli sonuçları

	BİST100	TÜFE	DÖVİZ	FAİZ	PETROL	SANAYİ
BİST100(-1)	0,4971 [2,2389] **	-0,0130 [-0,5959]	-0,0628 [-0,4153]	0,0024 [0,4300]	-0,4210 [-1,7390] *	0,1611 [1,8013] *
BİST100(-2)	0,1006 [0,9296]	-0,0116 [-1,0882]	-0,0541 [-0,7336]	0,0007 [0,2446]	-0,0169 [-0,1433]	0,0849 [1,9480] **
ENFLASYON (-1)	-1,1217 [-0,6435]	0,2970 [1,7329] *	2,8150 [2,3711] **	0,0765 [1,7275] *	1,5068 [0,7927]	0,7292 [1,0384]
ENFLASYON (-2)	-0,5870 [-0,5299]	0,0818 [0,7507]	1,6450 [2,1805] **	0,0092 [0,3263]	0,7297 [0,6041]	0,4356 [0,9761]
DÖVİZ(-1)	-0,4340 [-2,5700] **	0,0428 [2,5779] **	-0,4678 [-4,0672] **	-0,0117 [-2,7198] **	0,0211 [0,1143]	0,1671 [2,4559] **
DÖVİZ(-2)	0,0202 [0,1250]	0,0315 [1,9810] **	-0,3545 [-3,2213] **	-0,0016 [-0,3960]	0,1405 [0,7972]	0,0475 [0,7288]
FAİZ(-1)	-0,0588 [-0,0153]	0,1533 [0,4066]	0,4624 [0,1770]	-0,6068 [-6,2295] **	-1,7154 [-0,4104]	-2,8074 [-1,8179] *
FAİZ(-2)	0,8580 [0,2615]	0,3823 [1,1848]	2,5090 [1,1227]	-0,3466 [-4,1577] **	1,5733 [0,4397]	0,3258 [0,2465]

PETROL(-1)	-0,0358 [-0,3256]	0,0122 [1,1277]	-0,0121 [-0,1619]	-0,0025 [-0,8852]	-0,2911 [-2,4307] **	-0,1140 [-2,5768] **
PETROL(-2)	-0,0146 [-0,1549]	0,0084 [0,9131]	0,0684 [1,0680]	-0,0020 [-0,8193]	-0,0637 [-0,6214]	-0,0269 [-0,7090] *
SANAYİ(-1)	-1,2257 [-2,5945] **	0,0167 [0,3602]	0,1632 [0,5071]	-0,0130 [-1,0814]	-1,1858 [-2,3022] **	-0,0361 [-0,1894]
SANAYİ(-2)	-0,5390 [-2,1437] **	-0,0023 [-0,0912]	0,1053 [0,6146]	-0,0036 [-0,5663]	-0,3216 [-1,1729]	-0,0906 [-0,8947]
SABİT	0,0012 [0,1295]	0,0000 [0,0225]	0,0018 [0,2914]	0,0000 [-0,2117]	-0,0011 [-0,1131]	0,0004 [0,0982]

* %10'da anlamlı

**%5'te anlamlı

Test sonuçları 1 dönem gecikmeli DÖVİZ değişkeni ile 1 ve 2 dönem gecikmeli SANAYİ değişkenlerinin BİST100'ü açıklayabildiğini göstermektedir. Sanayi üretim endeksinin 2 ay gecikmeli açıklanıyor olmasının etkisi burada görülmektedir. SANAYİ değişkeni 2 gecikme uzunluğunda BİST100 değişkeninden etkilenmektedirler. Bulguların desteklenmesi amacıyla gecikmeli değişkenler arasında Granger nedensellik testi uygulanmıştır.

4.3.4. Granger Nedensellik Testi

Tablo 9: Granger nedensellik testi sonuçları

Değişken	FAKTÖR--> BİST100	BİST100 --> FAKTÖR
ENFLASYON	0,4145	1,5736
DÖVİZ	9,0402**	0,6941
FAİZ	0,0986*	0,2376
PETROL	0,1077	9,4361**
SANAYİ	6,7404**	3,8715

* %10'da anlamlı

**%5'te anlamlı

Tablo 9'da Granger nedensellik testi sonuçları gösterilmiştir. Sonuçlara göre döviz ve sanayi üretim endeksi BİST100'ü etkileyen faktörler olmuştur. Bu, döviz kurunda ve sanayi üretim endeksinde gözlenen değişikliğin hisse senedi piyasalarının gelecekteki değişimine ilişkin bir gösterge olabileceğini göstermektedir ancak bunun tersi geçerli değildir. BİST100 endeksi, döviz kurlarına ve sanayi üretim endeksine ilişkin bir gösterge olarak kullanılmamaktadır. BİST100 ise yalnızca petrol faktörü için bir gösterge niteliği taşımaktadır. Döviz ve sanayi üretim endeksine ilişkin sonuçlar VHDM ile uyumludur.

Sonuç

Yapılan analizde döviz kuru, BİST-100 endeksini anlamlı olarak etkileyen tek faktör olmuştur. Bu faktörün hisse senedi piyasası üzerinde negatif etkiye sahip olduğu görülmüştür. Dolar kurunda yaşanan yükseliş BİST’de düşüşe sebep olacaktır.

Döviz kurlarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerinin sebepleri tam olarak belirlenememektedir. Değişen kurların ihracatçı ve ithalatçı firmalar açısından farklı; uluslararası yatırımcılar açısından farklı sonuçlar yaratacağı söylenebilir. Aslında döviz kurları, hisse senedi piyasalarında aynı anda hem pozitif hem de negatif etkiye sahip olabilmektedir.

VHDM sonuçları gecikmeli döviz kuru faktörü ile gecikmeli sanayi faktörlerinin BİST-100 endeksi üzerinde açıklayıcı olduğunu göstermektedir. Döviz kuru ve sanayi üretim endeksi BİST-100 endeksi üzerinde Granger nedenselliğine sahip faktörler olmuştur. Bu, döviz kurunda ve sanayi üretim endeksinde gözlenen değişikliğin hisse senedi piyasalarının gelecekteki değişimine ilişkin bir gösterge olabileceğini göstermektedir ancak sonuçlara göre bunun tersi geçerli değildir. BİST-100 endeksi yalnızca petrol faktörü için bir gösterge niteliği taşımaktadır.

Sonuçlar dolar kurunun, Türkiye hisse senedi piyasası üzerindeki etkisine ve nedenselliğine işaret etse de; söz konusu faktör üzerine daha detaylı bir veri seti ve analiz teknikleri ile analiz yapmak, ekonomi mekanizması içerisindeki ilişkileri ve özellikle ülkeye has etkenleri doğru şekilde belirleyerek analizlere dâhil etmek daha gerçekçi sonuçlar verecektir.

KAYNAKÇA

- Alam, M. ve Uddin, G. S. (2009), Relationship Between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. **International Journal of Business and Management**, 4 (3), 43–51.
- Ali, I., Rehman, K. U., Yilmaz, A. K., Khan, M. A. ve Afzal, H. (2010), Causal Relationship Between Macro-Economic Indicators and Stock Exchange Prices in Pakistan. **African Journal of Business Management**, 4 (3), 312–319.
- Aydemir, O. ve Demirhan, E. (2009), The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey, **International Research Journal of Finance and Economics**, 23 (23), 207–215.
- Bilson, C. M., Brailsford, T. J. ve Hooper, V. J. (2001), Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns, **Pacific-Basin Finance Journal**, 9, 401–426.
- Buyuksalvarci, A. (2010), The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey, **European Journal of Social Sciences**, 14 (3), 404–416.
- Chen, N.-F., Roll, R. ve Ross, S. A. (1986), Economic Forces and The Stock Market, **Journal of business**, 59 (3), 383–403.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, **Journal of the American Statistical Association**, 74 (366), 427–431.
- Eita, J. H. (2012), Modelling Macroeconomic Determinants Of Stock Market Prices: Evidence From Namibia, **Journal of Applied Business Research (JABR)**, 28 (5), 871–884.
- Faff, R. W. ve Brailsford, T. J. (1999), Oil Price Risk and The Australian Stock Market, **Journal of Energy Finance & Development**, 4 (1), 69–87.
- Fedorova, E. A. ve Pankratov, K. A. (2010), Influence of Macroeconomic Factors on The Russian Stock Market, **Studies on Russian Economic Development**, 21 (2), 165–168.

Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 37 (3), 424–439.

Gutierrez, C. E. C., Souza, R. C. ve Guillén, O. T. de C. (2009), Selection of Optimal Lag Length in Cointegrated VAR Models with Weak Form of Common Cyclical Features, **Brazilian Review of Econometrics**, 29 (1), 24.

Hess, M. K. (2003), Sector Specific Impacts of Macroeconomic Fundamentals on The Swiss Stock Market, **Financial Markets and Portfolio Management**, 17 (2), 234–245.

Hondroyannis, G. ve Papapetrou, E. (2001), Macroeconomic Influences on the Stock Market, **Journal of Economics and Finance**, 25 (1), 33–49.

Humpe, A. ve Macmillan, P. (2009), Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan, **Applied Financial Economics**, 19 (2), 111–119.

Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 59 (6), 1551–1580.

Kadilar, C. ve Erdemir, C. (2002), Comparison of Performance Among Information Criteria in VAR and Seasonal Models, **Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics**, 31, 127–137.

Kalra, R. (2012), Impact of Macroeconomic Variables on Indian Stock Market, **The IUP Journal of Financial Risk Management**, 9 (1), 43–54.

Kapusuzoglu, A. (2011), Relationships Between Oil Price and Stock Market: An Empirical Analysis from Istanbul Stock Exchange (ISE), **International Journal of Economics and Finance**, 3 (6), 99–106.

Kilian, L. ve Park, C. (2009), The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market, **International Economic Review**, 50 (4), 1267–1287.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, **Journal of Econometrics**, 54, 159–178.

Kwon, C. S., Shin, T. S. ve Bacon, F. W. (1997), The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns in Developing Markets, **Multinational Business Review**, 5 (2), 63–70.

Lintner, J. (1969), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets: A Reply, **The Review of Economics and Statistics**, 51 (2), 222–224.

Markowitz, H. (1952), Portfolio Selection*, **The Journal of Finance**, 7 (1), 77–91.

Maysami, R. C., Lee, C. H. ve Hamzah, M. A. (2005), Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices, **Jurnal Pengurusan**, 24, 47–77.

Mossin, J. (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market, **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 34 (4), 768–783.

Ozbay, E. (2009), The Relationship Between Stock Returns and Macroeconomic Factors: Evidence from Turkey, **Financial Analysis and Fund Management**, University of Exeter.

Özcecek, Ö. ve McMillin, W. D. (1999), Lag Length Selection in Vector Autoregressive Models: Symmetric and Asymmetric Lags, **Applied Economics**, 31 (4), 517–524.

Pal, K. ve Mittal, R. (2011), Impact of Macroeconomic Indicators on Indian Capital Markets, **The Journal of Risk Finance**, 12 (2), 84–97.

Rapach, D. E., Wohar, M. E. ve Rangvid, J. (2005), Macro Variables and International Stock Return Predictability, **International Journal of Forecasting**, 21 (1), 137–166.

Roll, R. ve Ross, S. A. (1980), An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, **The Journal of Finance**, 35 (5), 1073–1103.

Sayılgan, G., Süslü, C. (2011), Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme, **BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar**, 5 (1), 73-96.

Sharpe, W. F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory Of Market Equilibrium Under Conditions Of Risk*, **The Journal of Finance**, 19 (3), 425–442.

Singh, T., Mehta, S. ve Varsha, M. (2011), Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan, **Journal of Economics and International Finance**, 2 (4), 217–227.

Suvanujasiri, A., Boriboon, N. ve Ahmadi, H. Z. (2010), The Influence of Economic Factors on the Performance of Thailand Major Stocks Equity Market by Multi-Factor Model, **Journal of International Finance and Economics**, 10 (2), 32–53.

Tangjitprom, N. (2012), Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: The Evidence from Thailand, **International Journal of Financial Research**, 3 (2), 105–115.

