

KÜRESEL EMTİA FİYATLARI İLE HİSSE SENEDİ GETİRİLERİ ARASINDAKİ İLİŐKİNİN İNCELENMESİ: KARDEMİR VE İZDEMİR ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Murat YILDIRIM*
Muhammet BELEN**
Yasin KÜTÜK***

Öz

Küresel emtia fiyatlarıyla hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki literatürde çok sayıda alıřma tarafından ele alınmıştır. Bu alıřmanın amacı, küresel emtia fiyatlarında yaşanan volatilitenin şirketlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini test etmektir. Bu amaçla alıřmada 1999:01-2012:06 zaman aralığında uluslararası demir elik fiyat deęişimleri ile BIST’de işlem gören ana metal sanayi şirketlerinin hisse senedi fiyatlarının eşbütünleşim, hata düzeltme modelleri ve nedensellik testleri ile analizi gerçekleştirilmiştir. alıřmada inřaat demiri ve filmařın fiyatları ile Kardemir(D) ve İzdemir(B) hisse senetlerine ait getiri endeksleri kullanılmıştır. alıřmanın sonucunda demir elik fiyatlarıyla hisse senedi getirileri arasında uzun dönem eşbütünleşim ilişkisinin olduęu fakat aralarında bir nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Emtia Fiyatları, Volatilité, Hisse Senedi Getirileri, Demir elik Sektörü, Eşbütünleşme, Nedensellik

Jel Kodları: G10, G11, G14

* Yrd. Do. Dr. Murat Yıldırım, Karabük Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Karabük. muratyildirim@karabuk.edu.tr

** Yrd. Do. Dr. Muhammet Belen Karabük Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Karabük. mbelen@karabuk.edu.tr

*** Yasin Kütük, İstanbul Teknik Üniversitesi, yasinkutuk@gmail.com

EXAMINING THE RELATIONSHIP BETWEEN THE GLOBAL COMMODITY PRICES AND STOCK RETURNS: AN APPLICATION TO KARDEMIR AND İZDEMİR

Abstract

The relationship between global commodity prices and stock markets has been examined by a number of studies in the literature. The purpose of this study is to test the effects of the volatility of global commodity prices on the stock returns. For this purpose, steel price changes and stock prices of companies in BIST basic metals indices were analyzed with cointegration, vector error correction and causality tests in the period of 1999:01-2012:06. In the study with rebar and wire rod prices Kardemir(D) and İzdemir(B) stock return indices are used. As a result of this study it has been determined that there is a long-term cointegration relationship between iron and steel prices and stock returns, but found there is no causality relationship between them.

Keywords: Commodity Prices, Volatility, Stock Returns, Iron and Steel Sector, Cointegration, Causality

Jel Codes: G10, G11, G14

Giriş

Yatırımcılar ve portföy yöneticileri açısından da hisse senedi getirilerini etkileyen değişkenlerin belirlenmesi önemli bir konudur. Hisse senedi getirilerini etkileyen değişkenlerin belirlenmesi literatürde devam eden bir araştırma alanıdır. Küresel emtia endeksleri ile hisse senedi getirilerini inceleyen çalışmalar oldukça fazla olmasına rağmen bu çalışmalar birebir emtia fiyatları ile hisse senedi getirilerini ele almaktan çok, genel ya da sektör getirileri üzerine odaklanmıştır.

Sermaye piyasalarında, emtia fiyatlarındaki değişmelere ilgili hisse senetlerinin tepki vereceği beklenir. Dolayısıyla demir çelik sektöründe yaşanan fiyat dalgalanmaları (volatilite) kamu ve özel sektörde yer alan birçok ekonomik birim için önem taşımaktadır. Demir çelik mamullerinin fiyatları arz talep dengesi yanında, dünya çapında oluşan girdi maliyetlerine ve dolar kuruna bağlı olarak dalgalı bir seyir izlemektedir. Uluslararası piyasada dolar cinsinden oluşan hurda, demir cevheri ve kömür fiyatları ile dolar kurlarındaki dalgalanma, nihai mamül fiyatlarını etkilemektedir. Demir çelik sektöründe fiyatlar küresel piyasalarda belirlenmekte ve fiyatların nasıl bir seyir izleyeceği önceden tahmin edilememektedir. Özellikle demir çelik sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin üretim ve yatırım kararlarında demir çelik fiyatlarının seyri doğrudan etkilidir.

Çalışmanın birinci bölümünde demir çelik sektöründe emtia fiyat yapıları incelenmiş ve emtia fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkisi sunulmuştur. İkinci bölümde literatürde

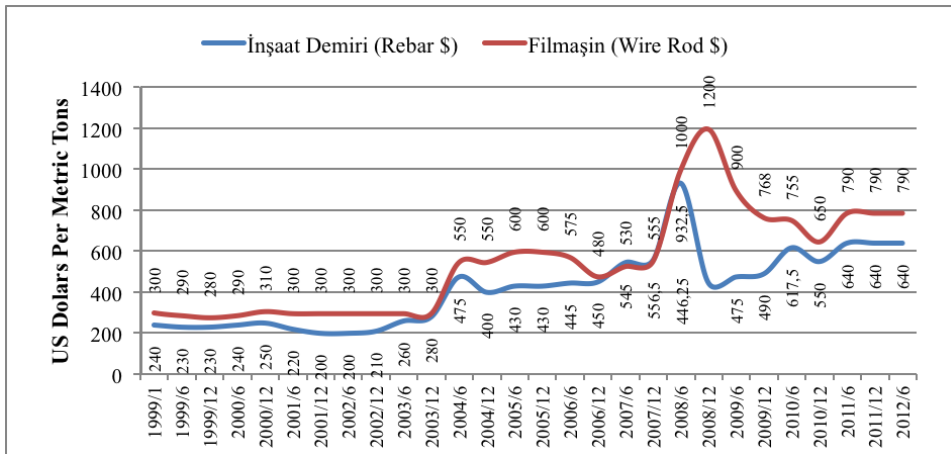
konu ile ilgili alıřmalara yer verilmiřtir. Üüncü bölümde kullanılan veri seti ve arařtırmanın metodolojisi açıklanmıř ve son bölümde elde edilen bulgular sunulmuř ve sonuçlar tartıřılmıřtır.

I. Demir elik Sektöründe Fiyat Volatilitesi ve Etkileri

Küreselleřme, finans ve emtia piyasalarını entegre piyasalar haline getirmiř ve finansal hizmetlerin geliřmesiyle yatırımcılara emtia piyasalarına da yatırım yapma olanađı sunmuřtur. Finansal yatırımcıların emtia piyasalarında yoğun olarak iřlem yapmaya bařlaması sonucu, emtia fiyatlarında reel olmayan volatilite hareketleri de oluřmaya bařlamıřtır. Arz ve talep dengesizlikleri, konjonktürel dalgalanmalar, politik olaylar gibi nedenler de emtia fiyatlarında yüksek volatilite yařanmasına neden olmaktadır (Giot, Laurent, 2003: 437).

Genel emtia fiyatları içinde demir elik fiyatları, geliřen ve geliřmekte olan ekonomileri doğrudan ya da dolaylı olarak etkilediđinden dolayı giderek daha da önemli hale gelmektedir. Tarihsel eğilimler incelendiđinde yüksek dalgalanmalar, yukarı/ařađı sıçramalar ve sürüklenmeler kolayca gözlenebilir. Bu durum demir elik piyasasında bir denge olmadıđının da bir göstergesidir (Kahraman, Unal, 2012: 101). Volatilite, üreticilerin gelirleri, müřterilerin maliyetleri ve yatırımcıların kazançları açısından belirsizliđe neden olmaktadır. Firmaların nakit akımlarında oynaklıđa neden olan volatilite yatırımcılara olan nakit akımlarında da belirsizliđe neden olmaktadır. Dolayısıyla artan risk karřısında yatırımcıların talep edecekleri risk primi de yükselmektedir. Bu durum firmaların sermaye maliyetinin yükselmesine neden olacađından firma deđerinin düşmesine neden olmaktadır (Reilly ve Brown, 2000).

Grafik 1'de 1999 ile 2012 yılları arasında dünya elik fiyatlarını temsil eden (Rebar; Reinforcing Bar) inřaat demiri mamulün ihra fiyatları USD/ton bazında gösterilmektedir.



Grafik 1: İnřaat Demiri ve Filmařın İhra Fiyatları (USD/Ton, FOB)

Kaynak: Dünya Bankası Veritabanı, 2012

Grafik 1'den de görüldüğü üzere 1997 yılında yaşanan Asya krizinden sonra uluslararası demir çelik fiyatları 2003 yılının sonu kadar 240 ile 300 USD/Ton civarında yatay seyretmiştir. 2005 yılının sonuna kadar 430 ile 600 USD/Tona kadar yükselen çelik fiyatları 2006 yılının sonunda 450 ile 480 USD/Ton seviyesine ulaşmıştır. 2008 yılında Çin'de yapılan Yaz Olimpiyatları nedeniyle demir çelik ürünlerine olan talep artmış ve 2007 yılından itibaren demir çelik fiyatları yükselişe geçmiştir. Hemen ardından başlayan küresel ekonomik kriz nedeniyle çelik fiyatları 2008 yılının sonlarına doğru düşüşe geçmiş ve bu düşüş 2009 yılının sonuna kadar devam etmiştir. 2010 yılından itibaren toparlanan çelik fiyatları dalgalı seyrine devam etmektedir.

Demir çelik fiyatları arz talep dengesi yanında, dünya çapında oluşan girdi maliyetlerine ve dolar kurlarına bağlı olarak dalgalı bir seyir izlemektedir. Uluslararası piyasada dolar cinsinden oluşan hurda, demir cevheri ve kömür fiyatları ile dolar kurlarındaki dalgalanma, nihai mamül fiyatlarını etkilemektedir. Fiyatlardaki volatilité nedeniyle, fiyat artış oranları, baz alınan döneme bağlı olarak değişiklik göstermektedir. Demir çelik sektöründe fiyatlar dünya piyasalarında oluşmakta ve fiyatların ne yönde gelişeceğini önceden kestirmek mümkün bulunmamaktadır (Yayan, 2011).

Dünya çelik piyasalarında, dönemselsel olarak arz talep dengesizliğinden ve ekonomik krizlerden kaynaklanan şiddetli fiyat volatiliteleri "Çelik Çevrimleri" olarak ifade edilmektedir. Bu fiyat volatilitelerinde ani fiyat artışları "volkan", ani fiyat düşüşleri ise "ölüm girdabı" olarak ifade edilmektedir. Fiyat artışları derecelerine göre "mini volkan (mini volcano)", "büyük patlama (massive eruption)" ve "çok büyük patlama (titanic eruption) terimleri ile ifade edilmektedirler (Innace, 2006: 3).

Demir çelik sektöründe yaşanan fiyat volatiliteleri kamu ve özel sektörde yer alan birçok ekonomik birim için önem taşımaktadır. Dünya demir çelik piyasaları, dünya ekonomisindeki gelişmelere bağlı olarak inişli çıkışlı bir seyir izlemektedir. Ekonominin iyiyé gittiği dönemlerde dünya çelik tüketimi ve uluslararası çelik fiyatları artmaktadır. Ancak, çelik fiyatlarındaki bu artış çelik girdi fiyatlarına da yansımaktadır. Dünya ekonomisinde yavaşlama ve daralma görüldüğü dönemlerde ise, sektördeki fazla kapasitenin de etkisiyle uluslararası çelik fiyatları büyük oranda düşmektedir. Uluslararası demir çelik fiyatları, uzun dönemde arz ve talep şartlarına göre belirlenmekle birlikte arz esnek olmadığı için fiyatlarda talebin ağırlığı hissedilmektedir. Tüketicilerin fiyatların düşeceđi beklentisiyle taleplerini kısımları fiyatları daha da aşağı çekmektedir. Demir çelik sektörü, nihai ürün fiyatlarıyla girdi fiyatları arasındaki marjı koruyabildiđi ölçüde karlılığını sürdürebilmektedir. Hammaddé maliyetlerinde yaşanan yüksek artışlar ürün fiyatlarına aynı oranlarda yansıtılmadığından demir çelik üreticilerinin karlılığı sürekli dalgalanmaktadır (Koca, 2008: 150).

Demir çelik sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin üretim ve yatırım kararları demir çelik fiyatlarının seyrine bağlıdır. Sabit giderlerin fazla olduđu demir çelik sektöründe satışların artması veya azalması karda yukarıya veya aşağıya doğru daha yüksek oranda değişimlere sebep olmaktadır. Şirketler ile ilgili yaşanan olumsuz gelişmeler, ilgili şirketlerin faaliyet karını azalta-

rak, hisse senedinin getirisini düşürürken; yařanan olumlu geliřmeler ise faaliyet karını artırarak, hisse senedinin getirisini yükseltmektedir (Akgüç, 1998: 680). Dolayısıyla demir elik sektöründe görünen yüksek volatilitte sektörde nihai ve ara malı üreten iřletmeleri ve bu iřletmelere yatırım yapan yatırımcıları yakından ilgilendirmektedir.

2. Literatür Taraması

Literatürde emtia fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerine etkilerini inceleyen eřitli alıřmalar yapılmıřtır. Sektör bakımından farklı alanlarda da olsa küresel řartlara göre beliren emtia fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerine etkileri ilgi duyulan bir konudur.

Bradley ve Teweles (1998), emtia fiyatlarının enflasyon veya deflasyon göstergesi olarak ele alındığında hisse senetleri fiyatlarını etkileyebildiğini iddia etmektedirler. Burada hisse senetleri fiyatlarının, mamul fiyatlarında meydana gelebilecek bir arz řokundan direkt olarak etkilenmeyebileceği ancak dolaylı ve karmařık bir mekanizma yolu ile mutlaka etkileneneceğini, örneğın doğal felaketler, politik řoklar veya küresel piyasalarda meydana gelebilecek ani yapısal düzeltmelerin hisse senedi fiyatlarına yansıyabilmesinin önünde fazla engel bulunmadığını söylemektedirler.

Sadorsky (1999), Amerika'da Ocak 1947 - Nisan 1996 dönemi için petrol fiyatlarının ve petrol fiyatlarındaki deęiřkenliğin hisse getirileri üzerindeki etkisini incelemiřtir. Sadorsky'nin bulgularına göre petrol fiyatlarındaki deęiřiklikler ekonomik faaliyetleri etkilemekte, ancak ekonomik faaliyetlerdeki deęiřiklikler petrol fiyatları üzerinde ok az bir etkiye neden olmaktadır. alıřmada ayrıca, petrol fiyatlarındaki deęiřikliklerin hisse senedi getirilerindeki deęiřiklięi aıklamada önemli rol oynadıęı ve aralarında anlamlı ve pozitif bir iliřki olduęu belirtilmiřtir.

El-Sharif vd. (2005), İngiltere'de ham petrol fiyatları ile petrol ve gaz sektöründeki iřletmelerin hisse senedi getirileri arasındaki iliřkiyi incelemiřlerdir. Yazarlar Ocak 1989 - Haziran 2001 dönemi için oklu faktör analizi kullanarak yaptıkları alıřmalarında hisse senedi getirilerinde ham petrol fiyatlarının, sermaye piyasalarının ve kur deęiřiminin etkili olduęunu bulmuřlardır. Yazarlar petrol fiyatlarındaki deęiřimin İngiltere'de petrol ve gaz hisse senedi getirilerini de arttırdığını belirtmiřlerdir.

Büyüřahin vd. (2008), yapmıř oldukları alıřmalarında ABD'de yatırım yapılabilir emtia fiyatlarıyla geleneksel finansal varlıkların fiyatlarının ortak hareket edip etmediklerini arařtırmıřlardır. 1991 ile 2008 yılları arasında dinamik korelasyon ve döngüsel (recursive) eřbütünleřim teknikleri kullanarak, yatırım yapılabilir emtia ve hisse senedi endeks getirileri arasındaki iliřkinin önemli ölçüde deęiřmediğini bulmuřlardır. Bununla birlikte aşırı getiri dönemleri boyunca ortak harekette bir artış için kanıt bulamamıřlardır. Sonuç olarak portfoy eřitlendirmesi aısından emtialara yatırım yapmanın halen yarar saęlayacaęı sonucuna ulařmıřlardır.

Eryiğit (2009), petrol fiyat deęiřimlerinin İMKB sektör endeksleri üzerindeki etkisini arařtırmıřtır. Yazar Ocak 2000 - Kasım 2008 tarihleri arasındaki günlük verilerle alıřmıř ve En Kü-

çük Kareler yöntemini kullanmıştır. Çalışmada petrol fiyat değişimlerinin Elektrik, Toptan ve Perakende Ticaret, Sigorta, Holding, Yatırım, Ahşap, Kağıt, Baskı, Ana Metal, Metal Ürünleri, Makine ve Metal ve Mineral Ürün Endeksleri üzerinde önemli etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Johnson ve Soenen (2009), dünya emtia fiyatlarının borsa getirileri üzerinde etkilerini Güney Amerika borsalarında test etmişlerdir. Çalışmalarında Arjantin, Brezilya ve Peru borsalarında çeşitli emtia fiyat endeksleri ile tutarlı ve anlamlı ilişki tespit etmişlerdir. Özellikle, endüstriyel ve değerli metal fiyatlarındaki değişikliklere Arjantin ve Peru borsalarının hisse senedi getirilerinin aynı gün tepki gösterdikleri sonucuna ulaşmışlardır.

Güler vd. (2010), yapmış oldukları çalışmada, petrol fiyat değişimlerinin İMKB'de işlem gören enerji sektörü hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada 10 Temmuz 2000 - 10 Ağustos 2009 zaman aralığında İMKB'de işlem gören enerji hisse fiyatları, elektrik endeksi ile petrol fiyat değişimlerinin Eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi ile analizi yapılmıştır. Yazarlar enerji hisseleri ile elektrik endeksi ve enerji fiyatlarının benzer davranış gösterdiğini ve Brent petrol fiyatının hisse fiyatları ve elektrik endeksi üzerinde önemli bir gösterge olduğunu tespit etmişlerdir.

Jacobsen vd. (2010) çalışmalarında, bakır ve alüminyum gibi endüstriyel metallerin fiyat hareketlerinin hisse senedi getirileri ve makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisini araştırmışlardır. Endüstriyel metal fiyatlarındaki artışın durgunluk dönemlerinde hisse senetleri piyasasında olumlu olarak karşılandığı sonucuna ulaşırlarken; ekonominin genişleme dönemlerinde olumsuz olarak karşılandığı sonucuna ulaşmışlardır. Ekonominin genişleme döneminde, aylık olarak, endüstriyel metal getirilerinde bir birimlik standart sapma artışı, hisse senedi piyasası getirilerinde %1,5 düşme beklentisi oluştururken; durgunluk dönemlerinde %0,5 civarında artış beklentisi oluşturduğu sonucuna ulaşmışlardır. İlave olarak metal fiyatlarındaki bir aylık artışın, takip eden ayda sanayi üretimini, kapasite kullanım oranını ve üretici fiyat endeksini artırdığı, işsizlik oranını ise azalttığı sonucuna varmışlardır.

Toraman vd. (2011), çalışmalarında petrol fiyatlarındaki değişikliklerin, İMKB 100 endeksi, hizmetler endeksi, sanayi endeksi ve teknoloji endeksi üzerine etkilerini araştırmışlardır. Uzun dönemli ilişkiyi test etmek için eşbütünleşme testlerini kullanırlarken, kısa dönemli ilişkiyi test etmek için Vektör Hata Düzeltme Modelini (VECM) kullanmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre, İMKB 100 endeksinin %16,40'ı ve sanayi endeksinin % 32,71'i ham petrol fiyatlarındaki değişimlerle açıklanmaktadır. Petrol fiyatlarındaki değişikliklerin en fazla sanayi endeksini; en az teknoloji endeksini etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Nangolo ve Musingwini (2012) yapmış oldukları çalışmalarında, altın, gümüş, ve bakır madenleri ile Johannesburg Menkul Kıymetler Borsasında işlem gören hisse senetleri arasındaki ilişkiyi korelasyon analizi ile incelemişlerdir. Altın, gümüş ve bakır madenlerinin spot, future ve uzun vadeli fiyatlarından hangisinin hisse senedi değerlendirme sürecinde en büyük etkiye sahip

olduđunu belirlemeye alıřmıřlarıdır. 2004-2010 dnemindeki Maden sektr hisse senedi fiyatlarıyla, emtia fiyatları arasında korelasyon olduđunu, bu korelasyonun emtia spot ve futures fiyatlarında uzun dnem fiyatlara gre daha gcl olduđunu bulmuřlardır. İlgili emtia fiyatları maden řirketlerinin gelecek nakit akımlarının tahmin edilmesinde nemli bir girdi olarak tespit edilmiřtir.

3. Veri Seti ve Metodoloji

alıřmada kullanılan veriler 1999:01-2012:06 zaman aralıđına ait aylık fiyat seviyeleridir. Demir elik sektrne ait uzun emtia fiyatları Dnya Bankası¹ veri tabanından alınmıřtır. Demir elik uzun emtia fiyatları dolar cinsinden elde edilmiř TCMB elektronik veri dađıtım sisteminden elde edilen aylık ortalama Dolar/Trk Lirası kuruyla arpılarak Trk Lirası cinsinden hesaplanmıřtır. Arařtırmada kullanılan emtialar demir elik sektrnde uzun rnler sınıfına girdiđinden bu rnlerin retildiđi Kardemir (D) ve İzdemir (B) řirketlerinin hisse senetleri kullanılmıřtır. Demir elik Metal Ana Sanayi Sektrnde faaliyette bulunan Kardemir ve İzdemir hisse senetleri verileri BIST²'un řirket verilerinden alınmıřtır. alıřmada řirketlere ait TL bazlı getiri endeksleri dzeltilmiř hisse senedi fiyatlarının temsilcisi olarak kullanılmıřtır. Kardemir (D) ve İzdemir (B)'e ait deđiřkenlere dair aıklayıcı bilgiler Tablo 1'de sunulmaktadır:

Tablo 1. Deđiřkenlerin Aıklamaları

Deđiřkenler	Form	Kaynak	Veri Aralıđı	Alındıđı Tarih	Kısaltma
Kardemir (D)	Logaritmik	borsaistanbul.com	1999-2012	10.07.2013	lnkardemir
İzdemir (B)	Logaritmik	borsaistanbul.com	1999-2012	10.07.2013	lnizdemir
İnřaat Mamul Fiyatı	Logaritmik	worldbank.org	1999-2012	10.04.2013	lninsaat
Filmařın Mamul Fiyatı	Logaritmik	worldbank.org	1999-2012	10.04.2013	lnfilmasin

Kullanılan tm deđiřkenlerin dođal logaritmaları, ncelikle deđiřkenler arasındaki asimetriyi kaldırmak amacıyla, ikincil olarak ise esnekliklerin tespit edilebilmesi amacıyla kullanılmaktadır. Yukarıda aıklamaları verilen hisse senetleri fiyatları bađımlı deđiřken olarak alındıđında belirlenen iki ana model zetle ařađıda verilmektedir:

$$\lnkardemir_t = \beta_0 + \beta_1 * \lninsaat_t + \beta_2 * \lnfilmasin_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\lnizdemir_t = \beta_0 + \beta_1 * \lninsaat_t + \beta_2 * \lnfilmasin_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Burada belirlenen (1) ve (2) No'lu denklemler sadece teorik modellemeyi ve et modelin kalıntılarını gstermekte olup, daha sonraki blmlerde incelenecek olan birim kk testleri sonucuna gre deđiřkenlerin herhangi bir dzeyden farklarının kullanılabileceđi gz nnde bulunduurulmalıdır.

¹ <http://data.worldbank.org/data-catalog/commodity-price-data/>

² <http://borsaistanbul.com/veriler/verileralt/hisse-senetleri-piyasasi-verileri/hisse-senedi-bazinda-veriler>

Kardemir (D) ve İzdemir (B) hisse senedi fiyatlarının, inşaat ve filmaşın mamul fiyatları ile olan ilişkisini irdelemek amacıyla öncelikle Tablo 1'de verilen tüm değişkenlerin birim kök testleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979), Phillips-Perron (1988) ve KPSS (Kwiatkowski vd., 1992) testleri uygulanmıştır. Bu testlerin sonuçlarına göre tüm serilerin durağanlığı belirlendikten sonra Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) ve Johansen (1991) çalışmalarında yer alan eşbütünleşim testi uygulanarak modeller için uzun dönemli ilişkiler araştırılmıştır. Daha sonra kısa dönemli ilişkiyi belirlemek amacıyla Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen ve Johansen (1995) çalışmasında da kullanılan Hata Düzeltme Modelleri kullanılmıştır. Ayrıca HDM için ardıl testler olan Portmanteau Q-istatistiği'ne dayalı (Ljung ve Box, 1978) ve LM istatistiğine dayalı (Breusch ve Pagan, 1979; Godfrey, 1978) kalıntılar için ardışık bağlanım testleri uygulanarak, bu kalıntıların normallik testleri için Jarque-Bera (1980) tarafından geliştirilen normallik testleri ve değişen varyans sorunu olup olmadığının tespiti için White'in (1980) değişen varyans testi uygulanmıştır. Son olarak nedensellik için Granger (1969) Nedensellik testleri gerçekleştirilmiştir.

4. Ampirik Sonuçlar

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler

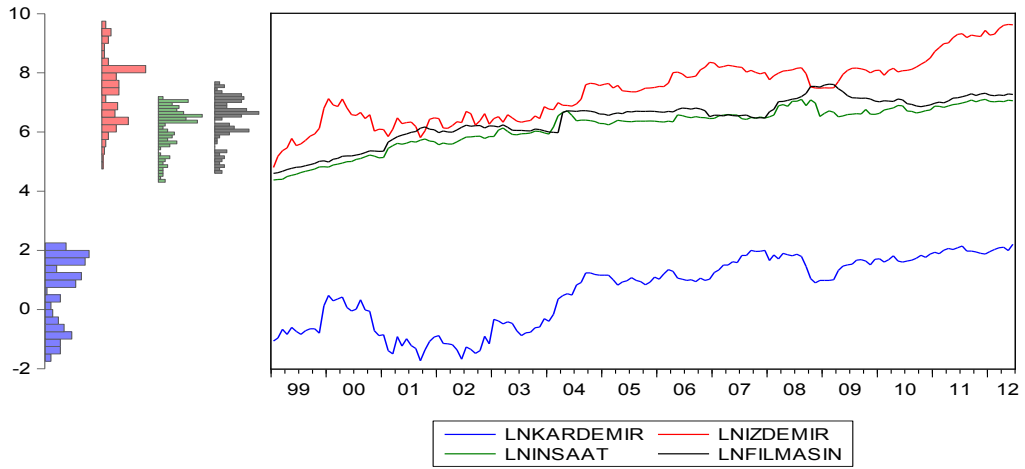
Kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikleri aşağıdaki Tablo 2'de sunulmaktadır:

Tablo 2. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	LNKARDEMİR	LNİZDEMİR	LNİNİSAAT	LNİFILMASIN
Ortalama	0.625309	7.399801	6.177145	6.431732
Ortanca	0.985097	7.499641	6.389265	6.630747
En Yüksek	2.204827	9.635476	7.104607	7.619528
En Düşük	-1.730066	4.80346	4.380119	4.603262
Standart Sapma	1.173289	1.054691	0.713533	0.748594
Çarpıklık	-0.446991	0.054251	-0.880885	-0.757851
Basıklık	1.740864	2.374165	2.849594	2.780276
Jarque-Bera	16.09625	2.723234	21.10356	15.83303
Olasılık	0.00032	0.256246	0.000026	0.000365
Toplam	101.3001	1198.768	1000.697	1041.941
Sapma Kareleri Toplamı	221.6339	179.0922	81.96975	90.22327
Gözlem Sayısı	162	162	162	162

Değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinin yer aldığı Tablo 2'ye göre, en yüksek değişkenliğe (volatilité) sahip olan değişken LNKARDEMİR, en düşük değişkenliğe sahip olan değişken ise LNİNİSAAT değişkenidir. Tüm değişkenlerin gözlem sayısı 162 iken, bu değişkenlerden LNİZDEMİR hariç diğer değişkenlerin Jarque-Bera istatistiğine göre .05 anlamlılık düzeyinde normal dağılmadığı gözlemlenmiştir. Ancak, doğası gereği, zaman serilerinin kuramsal (hipotetik) normal dağılıma sahip olması beklenmemelidir.

Deęiřkenlerin zaman ierisinde gsterdikleri seyir ařaęıda sunulan Grafik 2’de grlmektedir:



Grafik 2. Deęiřkenlerin Zaman Grafikleri

4.2. Duraęanlık Analizleri

Bu ařamada deęiřkenlerin duraęanlıklarının incelenmesi amacıyla birim kk testleri yapılmaktadır. Duraęanlık testleri zaman serisi analizlerinde sahte regresyon sorununun nlenmesi amacıyla yapılmakta olup, duraęan olmayan serilerin duraęan hale getirildikten sonra analizlerinin gerekleřtirilmesi amacıyla nce serilerin birim kk ierdięi ynnde kurulan H_0 hipotezini sınanan Geniřletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri yapılmıř, ardından farklı bir H_0 hipotezi kullanarak deęiřkenlerin birim kk iermedięini sınanan Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Testi uygulanmıřtır.

Tablo 3. Birim Kök Testleri

	Düzye	Model	Augmented Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
			t-istatistięi	Olasılık	Uyarlanmıř t-istatistięi	Olasılık
LNFILMASIN	Seviye	Sabit Terimli	-2.306917	0.1711	-2.304523	0.1718
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	-2.481614	0.3369	-2.398793	0.3788
	1. Fark	Sabit Terimli	-10.53305	0.0000	-10.5564	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	-10.65417	0.0000	-10.65417	0.0000
LNINSAAT	Seviye	Sabit Terimli	-2.824604	0.0572	-2.488599	0.1201
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	-2.481031	0.3371	-2.699813	0.2382
	1. Fark	Sabit Terimli	-5.615377	0.0000	-11.37044	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	-6.02418	0.0000	-11.60092	0.0000
LNIZDEMIR	Seviye	Sabit Terimli	-1.445646	0.5586	-1.445831	0.5585
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	-3.007925	0.1334	-3.356049	0.0612
	1. Fark	Sabit Terimli	-6.722637	0.0000	-12.24224	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	-6.69957	0.0000	-12.20099	0.0000
LNKARDEMIR	Seviye	Sabit Terimli	-1.185311	0.6803	-1.214183	0.6678
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	-2.272235	0.4462	-2.43654	0.3594
	1. Fark	Sabit Terimli	-13.15012	0.0000	-13.14369	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	-13.10731	0.0000	-13.10335	0.0000

Tablo 3. Birim Kök Testleri (devam)

	Düzye	Model	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
			LM-istatistięi	1% Eřięi	5% Eřięi
LNFILMASIN	Seviye	Sabit Terimli	1.372093	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.231175	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.226727	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.040644	0.216000	0.146000
LNINSAAT	Seviye	Sabit Terimli	1.412683	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.326411	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.270546	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.044861	0.216000	0.146000
LNIZDEMIR	Seviye	Sabit Terimli	1.461503	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.075164	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.079479	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.075098	0.216000	0.146000
LNKARDEMIR	Seviye	Sabit Terimli	1.326909	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.123010	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.047731	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eęilim Katsayılı	0.047219	0.216000	0.146000

Birim kk analizleri sonucunda, H_0 hipotezinde serinin birim kk ierdiđini iddia eden Geniřletilmiř Dickey-Fuller (Tablo 3) ve Phillips Perron (Tablo 3) sınamalarına gre LNIZDEMİR, LNFILMASIN ve LNINSAAT deđiřkenlerinin .01 anlamlılık dzeyinde hem sabit terimli hem de sabit terim ve eđilim katsayısı ieren modellerinin yalnızca birincil farklarında H_0 hipotezinin reddedilebildiđi ve dolayısıyla durađan olduđu; LNKARDEMİR deđiřkeninin ise kendi seviyesinde hem sabit terimli hem de sabit terim ve eđilim katsayısı ieren modelinin .05 anlamlılık dzeyinde H_0 hipotezinin reddedilebildiđi, .01 anlamlılık dzeyinde ise birincil farklarının hem sabit terimli hem de sabit terim ve eđilim katsayılı modellerinde H_0 hipotezinin reddedilebildiđi ve durađan olduđu belirlenmiřtir. Bu ařamada tm deđiřkenlerin aynı anlamlılık dzeyinde durađanlıđı arařtırıldıđında ise yalnızca .01 dzeyinde ortak bir sonuca varılabildiđine karar kılınmıř ve serilerin yalnızca birincil farklarının durađan olduđu kabul edilmiřtir.

Benzer bir sonu KPSS testi (Tablo 3) sonucunda da elde edilmiř ve tm deđiřkenlerin yalnızca birincil farklarının birim kk iermediđini iddia eden H_0 hipotezinin .01 dzeyinde reddedilemediđi ve durađan olduđu belirlenmiřtir. Dolayısıyla KPSS testi sonucunda da varılabilecek ortak sonu .01 anlamlılık dzeyinde deđiřkenlerin birincil farklarının durađan olduđu tespit edilmiřtir.

Dolayısıyla, tm durađanlılık analizi sonuları .01 anlamlılık dzeyi baz alındıđında ařađıda yer alan tablodaki (Tablo 4) gibi zetlenebilmektedir :

Tablo 4. Deđiřkenlerin Btnleřme Dzeyleri

	Model	Btnleřme Dzeyi
LNFILMASIN	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eđilim Katsayılı	I(1)
LNINSAAT	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eđilim Katsayılı	I(1)
LNIZDEMİR	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eđilim Katsayılı	I(1)
LNKARDEMİR	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eđilim Katsayılı	I(1)

Tm seriler iin durađanlılıkta %1 anlamlılık dzeyi temel alınmıřtır.

4.3. Korelasyon Analizleri

Bu noktada olası bađımlı ve bađımsız deđiřkenler arasındaki iliřkinin ynn ve anlamlılıđını belirlemek amacıyla tm deđiřkenler arasında korelasyon matrisi oluřturulmuřtur ve bir oklu dođrusallık sorununun nceden tespiti iin ncelikli olarak bađımsız deđiřkenler arasında gerekleřen korelasyon katsayısı irdelenmiřtir. Belirli bir anlamlılık seviyesinde geerli olmak ko-

şuluyla durağanlığı sağlanmış bağımsız değişkenler $\Delta \text{LNFI} \text{MASIN}^3$ ve $\Delta \text{LNINSAAT}$ arasında .80 düzeyinden daha yüksek bir ilişkinin gözlemlenmesi, bu değişkenlerin birlikte kullanıldığı modellerde çoklu doğrusallık sorununa neden olacağından (Gujarati, 1999), bu sorunun önceden tespit edilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda oluşturulan tablo aşağıda yer almaktadır:

Tablo 5. Korelasyon Matrisi

	D(LNFI MASIN)	D(LNINSAAT)	D(LNIZDEMİR)	D(LNKARDEMİR)
D(LNFI MASIN)	1.000000 -----			
D(LNINSAAT)	0.461211*** 0.0000	1.000000 -----		
D(LNIZDEMİR)	-0.212460*** 0.0068	-0.021481 0.7868	1.000000 -----	
D(LNKARDEMİR)	-0.252485*** 0.0012	-0.122362 0.1220	0.699009*** 0.0000	1.000000 -----

Tablo içerisinde olasılıklar () içerisinde verilmektedir. Sırasıyla .01, .05 ve .10 anlamlılık değerleri ***, ** ve * ile belirtilmiştir.

Korelasyon matrisinde (Tablo 5) yer alan $\Delta \text{LNFI} \text{MASIN}$ ve $\Delta \text{LNINSAAT}$ değişkenlerinin .01 anlamlılık düzeyinde geçerli olabilen .46 korelasyon katsayısı, bu değişkenlerin birlikte kullanıldığı modelin çoklu doğrusallık sorunu içermeyebileceği yönünde kuvvetli bir kanıt oluşturmaktadır.

4.4. Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Eşbütünleşim analizine geçmeden önce daha önce tanımlanan (1) ve (2) No'lu denklemler için ayrıca en uygun (optimum) gecikme sayısının belirlenmesi oldukça önemlidir. Bu nedenle bu modellerin kullanılabilmesi için önce kısıtsız (unrestricted) Vektör Ardışık Bağlanım (VAR) modelleri tahmin edilerek en uygun gecikme uzunlukları hesaplanmıştır (Lütkepohl, 1991).

³ Δ veya daha sonra kullanılacak "D" işlemcisi serinin birincil farkını göstermektedir.

Tablo 6. (1) No'lu Modelin En Uygun Gecikme Uzunluęunun Belirlenmesi

İsel Deęiřkenler: D(LNKARDEMİR) D(LNINSAAT) D(LNFILMASIN)
Dıřsal Deęiřkenler: C (Sabit Terim)

Lag	LogL	LR	FTH	ABK	SBK	HQBK
0	346.5936	NA	2.12E-06	-4.550909	-4.490963*	-4.526556*
1	355.0687	16.50124	2.13E-06	-4.543957	-4.304173	-4.446544
2	364.9454	18.83751	2.11e-06*	-4.555568*	-4.135946	-4.385096
3	373.4329	15.85083	2.12E-06	-4.54878	-3.94932	-4.305248
4	376.8176	6.186655	2.29E-06	-4.474405	-3.695108	-4.157814
5	381.984	9.237933	2.41E-06	-4.423629	-3.464494	-4.033978
6	393.6945	20.47401*	2.33E-06	-4.45953	-3.320557	-3.99682
7	399.8351	10.49188	2.43E-06	-4.421657	-3.102846	-3.885887
8	400.8411	1.678857	2.71E-06	-4.315776	-2.817127	-3.706947
9	407.9382	11.56222	2.79E-06	-4.290572	-2.612086	-3.608684
10	414.1581	9.885854	2.90E-06	-4.253749	-2.395425	-3.498801

* kritere gre en uygun seimi belirtmektedir.

LR: ardıřık deęiřtirilmiř LR test istatistięi.

FTH: Final tahmin hatası.

SC: Schwarz bilgi kriteri.

HQ: Hannan-Quinn bilgi kiteri.

Tablo 7. (2) No'lu Modelin En Uygun Gecikme Uzunluęunun Belirlenmesi

İsel Deęiřkenler: D(LNIZDEMİR) D(LNINSAAT) D(LNFILMASIN)
Dıřsal Deęiřkenler: C (Sabit Terim)

Lag	LogL	LR	FTH	ABK	SBK	HQBK
0	378.4786	NA	1.39E-06	-4.973226	-4.913280*	-4.948873*
1	387.0822	16.75153	1.40E-06	-4.967977	-4.728193	-4.870564
2	398.3988	21.58394	1.35E-06	-4.99866	-4.579038	-4.828188
3	407.6416	17.26133	1.35e-06*	-5.001875*	-4.402416	-4.758344
4	412.7215	9.285061	1.42E-06	-4.949953	-4.170656	-4.633362
5	415.5565	5.069259	1.55E-06	-4.868298	-3.909163	-4.478647
6	425.7767	17.86849*	1.52E-06	-4.88446	-3.745487	-4.42175
7	432.2871	11.12374	1.58E-06	-4.851485	-3.532674	-4.315716
8	434.5936	3.849227	1.73E-06	-4.762829	-3.26418	-4.154
9	442.0109	12.08372	1.77E-06	-4.741866	-3.063379	-4.059977
10	449.1895	11.4098	1.83E-06	-4.717742	-2.859417	-3.962794

* kritere gre en uygun seimi belirtmektedir.

LR: ardıřık deęiřtirilmiř LR test istatistięi.

FTH: Final tahmin hatası.

AIC: Akaike bilgi kriteri.

SC: Schwarz bilgi kriteri.

HQ: Hannan-Quinn bilgi kiteri.

En uygun gecikme uzunluğunun belirlendiği analizlerin sonuçlarına göre her iki model için de en uygun gecikme uzunluğu aylık serilerde daha olumlu sonuçlar verdiği bilinen (Enders, 2004) Akaike Bilgi Kriteri'ne göre (Tablo 6) 1. Model için "2", 2. Model (Tablo 7) için "3" olarak belirlenmiştir. Bu nedenle eşbütünleşim analizi "2" ve "3" gecikme uzunluğu üzerinden gerçekleştirilebilecektir.

4.5. Eşbütünleşim Analizi

Eşbütünleşim analizi iki şekilde yapılmaktadır, bunlardan biri iz istatistiği, diğeri ise en yüksek özdeğer istatistiğidir. Ancak her iki analiz için eşik değerleri MacKinnon vd. (1999) tarafından yenilenerek yeniden yayımlanmıştır. Buna göre belirlenen iz istatistik değeri veya en yüksek özdeğer, MacKinnon vd. (1999) tarafından belirlenen eşik değerlerinden mutlak değerce büyük olduğu takdirde seriler arasında eşbütünleşim olmadığını iddia eden H_0 hipotezi reddedilir ve böylece eşbütünleşim vektörü olduğu yönünde güçlü bir kanıt ortaya konulabilir.

Eşbütünleşim ilişkisinin uzun dönemli bir ilişki türünü ortaya çıkarmasının yanı sıra, bağımsız değişkenlerin alt kümelerini de içeren sayıda eşbütünleşik vektörü de ortaya çıkarması açısından oldukça değerli bir analiz türüdür. Ancak bu noktada dikkat edilmesi gereken husus, eşbütünleşim ilişkisinin araştırıldığı değişkenlerin aynı seviyeden bütünlük olmaları gerektirir. Örneğin değişkenlerin tümü düzey seviyesinde, tümü birincil veya tümü ikincil farkları seviyesinde durağan ise bu analiz gerçekleştirilebilir ki bu Johansen (1998) Eşbütünleşim Testi'nden daha önce Engle-Grenger (1979) tarafından geliştirilmiş olan Kalıntılara Dayalı Eşbütünleşim Testi'nde de geçerli ve gerekli bir koşuldur. Ancak değişkenlerden biri aynı seviyeden bütünlük olma harmonisini bozuyor ise bunlar ile Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Bağlanım Modeli'ne (ARDL) dayalı Sınır Testi (Pesaran, 1999; Pesaran, 2001) veya daha yeni eşbütünleşim testleri tercih edilmelidir.

Çalışmanın bu bölümünde daha önce bahsedildiği gibi iz istatistiğine ve en yüksek özdeğer istatistiğine dayalı eşbütünleşim testleri birlikte incelenirken bu sonuçlar hem sabit terimli hem de eğilim katsayılı olarak modellenmiştir.

Sırasıyla Tablo 8 ve Tablo 9 içerisinde Kardemir hisse senedi fiyatları ile mamullerin fiyatları arasında sabit terim içeren eşbütünleşim testi yapılmıştır. Sonuçlara göre 3 eşbütünleşim denklemi bulunmuş olup, bunlardan ilki olan ve diğer tüm bağımsız değişkenleri içeren eşbütünleşim vektörü aşağıdaki gibidir:

$$D(LNKARDEMIR)_t = 0.072217 + 7.107377 * D(LNINSAAT)_t - 1.628564 * D(LNFILMASIN)_t \\ (-0.03943) \quad (-0.87833) \quad (-0.84193)$$

Standart hata değerleri () içerisinde gösterilmiştir ve katsayılar normalize edilmiştir.

Tablo 10 ve Tablo 11 ierisinde ise Kardemir hisse senedi fiyatları ile mamullerin fiyatları arasında bir eęilim katsayısı ieren eřbütunleřim testi sonucunda yine 3 tane eřbütunleřim denklemi bulunmakla beraber, bunlardan birincisi ařaęıdaki gibidir.

$$D(LNKARDEMİR)_t = 0.00148 + 8.08893 * D(LNINSAAT)_t - 1.266081 * D(LNFILMASIN)_t$$

$$(-0.00094) \quad (-0.99858) \quad (-0.00094)$$

Standart hata deęerleri () ierisinde gsterilmiřtir ve katsayılar normalize edilmiřtir.

Elde edilen her iki denklemde de tm katsayılar .01 dzeyinde anlamlı bulunmuřtur. Buna gre Kardemir hisse senedi fiyatlarını inřaat mamullerinin arttırmaktadır ancak filmařın mamullerinin fiyatları ise azaltmaktadır. Tablo 11’de yer alan eřbütunleřim vektr ise zaman ierisinde Kardemir hisse senedi fiyatının .001 kadar arttıęı grlmektedir ve bu katsayı .01 seviyesinde anlamlıdır.

Tablo 8. (1) No’lu Modelin Sabit Terimli Eřbütunleřim Analizi

Eęilim Varsayımı: Belirleyici trend yoktur.

Deęiřkenler: D(LNKARDEMİR) D(LNINSAAT) D(LNFILMASIN)

Gecikme Aralıęı: 1 - 2

İz İstatistięi

H ₀ Hipotezi	Özdeęer	İz İstatistięi	.05 Eřik Deęeri	Olasılık×
Hi Yoktur *	0.344485	146.2787	35.19275	0.0000
En Fazla 1 *	0.253215	79.54997	20.26184	0.0000
En Fazla 2 *	0.190633	33.41739	9.164546	0.0000

İz istatistięine gre 3 eřbütunleřik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık deęerlerini gstermektedir.

En Yksek Özdeęer İstatistięi

H ₀ Hipotezi	Özdeęer	En Yksek Özdeęer İstatistięi	.05 Eřik Deęeri	Olasılık×
Hi Yoktur *	0.344485	66.72872	22.29962	0.0000
En Fazla 1 *	0.253215	46.13259	15.8921	0.0000
En Fazla 2 *	0.190633	33.41739	9.164546	0.0000

Özdeęer istatistięine gre 3 eřbütunleřik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık deęerlerini gstermektedir.

Tablo 9. (1) No'lu Modelin Sabit Terimli Eşbütünleşim Vektörü

1.Eşbütünleşim Denklemi	Log olabilirlik değeri:			359.0231
Normalize edilmiş katsayılar×:				
D(LNKARDEMİR)	D(LNINSAAT)	D(LNFILMASIN)	C	
1.000000	-7.107377	1.628564	0.072217	
	(-0.87833)	(-0.84193)	(-0.03943)	

×Standart hata değerleri () içerisinde gösterilmektedir.

Tablo 10. (1) No'lu Modelin Eğilim Katsayılı Eşbütünleşim Analizi

Eğilim Varsayımı: Belirleyici trend vardır.

Değişkenler: D(LNKARDEMİR) D(LNINSAAT) D(LNFILMASIN)

Gecikme Aralığı: 1 - 2

İz İstatistiği

H ₀	Özdeğer	İz	.05	Olasılık×
Hipotezi	Özdeğer	İstatistiği	Eşik Değeri	
Hiç Yoktur *	0.354583	149.6979	42.91525	0.0000
En Fazla 1 *	0.256684	80.51632	25.87211	0.0000
En Fazla 2 *	0.191814	33.64819	12.51798	0.0000

İz istatistiğine göre 3 eşbütünleşik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerlerini göstermektedir.

En Yüksek Özdeğer İstatistiği

H ₀	Özdeğer	En Yüksek	.05	Olasılık×
Hipotezi	Özdeğer	Özdeğer İstatistiği	Eşik Değeri	
Hiç Yoktur *	0.354583	69.18156	25.82321	0.0000
En Fazla 1 *	0.256684	46.86813	19.38704	0.0000
En Fazla 2 *	0.191814	33.64819	12.51798	0.0000

İz istatistiğine göre 3 eşbütünleşik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 11. (1) No'lu Modelin Eđilim Katsayılı Eřbütünleřim Vektörü

1.Eřbütünleřim Denklemleri	Log olabilirlik deęeri:	360.2517
----------------------------	-------------------------	----------

Normalize edilmiř katsayılar×:

D(LNKARDEMİR)	D(LNINSAAT)	D(LNFILMASIN)	@TREND(99M02)
1.000000	-8.08893	1.266081	-0.00148
	(-0.99858)	(-0.9577)	(-0.00094)

×Standart hata deęerleri () ierisinde gsterilmektedir.

İkinci ařamada ise İzdemir hisse senedi fiyatları ile mamullerin fiyatları arasındaki eřbütünleřim iliřkisi arařtırılmıřtır. Bu sonular Tablo 12 ve Tablo 13'de eřbütünleřim iliřkisinin sabit terimli modellemesi yapılmaktayken, Tablo 13 ve Tablo 14 ierisinde eđilim katsayılı modeller incelenmiřtir. Buna gre Tablo 13'de 3 tane eřbütünleřim denklemi bulunmuř ve 1. olarak ařađıdaki eřbütünleřim vektörü elde edilmiřtir:

$$D(LNİZDEMİR)_t = -0.114505 + 12.2796 * D(LNINSAAT)_t - 3.73162 * D(LNFILMASIN)_t$$

(0.06468) (1.68698) (1.51640)

Standart hata deęerleri () ierisinde gsterilmiřtir ve katsayılar normalize edilmiřtir.

Tablo 15 ierisinde gerekleřtirilen eđilim katsayılı eřbütünleřim analizinde ise yine 3 eřbütünleřim vektörü elde edilmiř, eđilim katsayısı ieren eřbütünleřim vektörü ařađıdaki gibi oluřturulmuřtur:

$$D(LNİZDEMİR)_t = -0.00125 + 6.67133 * D(LNINSAAT)_t - 1.277113 * D(LNFILMASIN)_t$$

(0.00074) (0.92632) (0.83090)

Standart hata deęerleri () ierisinde gsterilmiřtir ve katsayılar normalize edilmiřtir.

Yukarıda yer alan her iki modelde de LNINSAAT deęiřkenine ait katsayılar .01 seviyesinde anlamlı iken LNFILMASIN, sabit terim ve eđilim katsayıları anlamsız çıkmaktadır. Dolayısıyla İzdemir hisse senedi fiyatlarını sadece inřaat mamul fiyatlarının olumlu ynde etkilediđi iddia edilebilmektedir.

Tablo 12. (2) No'lu Modelin Sabit Terimli Eşbütünleşim Analizi

Eğilim Varsayımı: Belirleyici trend yoktur.

Değişkenler: D(LNIZDEMİR) D(LNINSAAT) D(LNFILMASIN)

Gecikme Aralığı: 1 to 2

İz istatistiği

H ₀ Hipotezi	Özdeğer	İz İstatistiği	.05 Eşik Değeri	Olasılık×
Hiç Yoktur *	0.263942	120.7981	35.19275	0.0000
En Fazla 1 *	0.243163	72.68607	20.26184	0.0000
En Fazla 2 *	0.168364	28.94464	9.164546	0.0000

İz istatistiğine göre 3 eşbütünleşik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerlerini göstermektedir.

En Yüksek Özdeğer İstatistiği

H ₀ Hipotezi	Özdeğer	En Yüksek Özdeğer İstatistiği	.05 Eşik Değeri	Olasılık×
Hiç Yoktur *	0.263942	48.11199	22.29962	0.0000
En Fazla 1 *	0.243163	43.74144	15.8921	0.0000
En Fazla 2 *	0.168364	28.94464	9.164546	0.0000

İz istatistiğine göre 3 eşbütünleşik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 13. (2) No'lu Modelin Sabit Terimli Eşbütünleşim Vektörü

1.Eşbütünleşim Denklemi Log olabilirlik değeri: 305.9362

Normalize edilmiş katsayılar×:

D(LNIZDEMİR)	D(LNINSAAT)	D(LNFILMASIN)	C
1.000000	-12.2796	3.73162	0.114505
	(1.68698)	(1.51640)	(0.06468)

×Standart hata değerleri () içerisinde gösterilmektedir.

Tablo 14. (2) No'lu Modelin Eğilim Katsayılı Eřbütünleřim Analizi

Eğilim Varsayımı: Belirleyici trend vardır.

Deęiřkenler: D(LNIZDEMİR) D(LNINSAAT) D(LNFILMASIN)

Gecikme Aralıęı: 1 to 2

İz istatistięi

H ₀ Hipotezi	Özdeęer	İz İstatistięi	.05 Eřik Deęeri	Olasılık×
None *	0.276751	124.4854	42.91525	0.0000
At most 1 *	0.245242	73.61701	25.87211	0.0000
At most 2 *	0.171004	29.44385	12.51798	0.0000

İz istatistięine göre 3 eřbütünleřik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık deęerlerini göstermektedir.

En Yüksek Özdeęer İstatistięi

H ₀ Hipotezi	Özdeęer	En Yüksek Özdeęer İstatistięi	.05 Eřik Deęeri	Olasılık×
None *	0.276751	50.86835	25.82321	0.0000
At most 1 *	0.245242	44.17315	19.38704	0.0000
At most 2 *	0.171004	29.44385	12.51798	0.0000

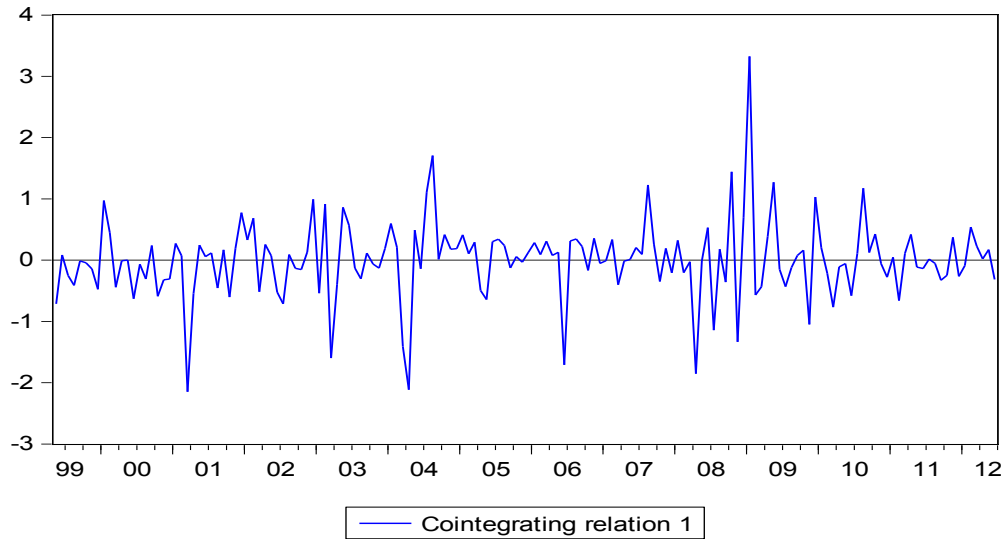
İz istatistięine göre 3 eřbütünleřik denklem vardır.

×MacKinnon-Haug-Michelis (1999) olasılık deęerlerini göstermektedir.

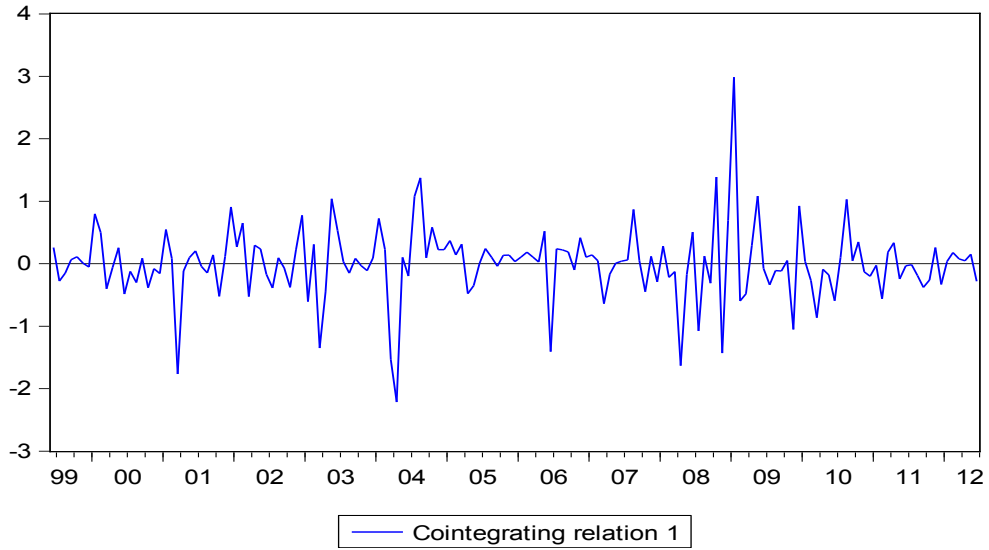
Tablo 15. (2) No'lu Modelin Eğilim Katsayılı Eřbütünleřim Vektörü

1.Eřbütünleřim Denklemini	Log olabilirlik deęeri:			398.7994
Normalize edilmiř katsayılar×:				
D(LNIZDEMİR)	D(LNINSAAT)	D(LNFILMASIN)	@TREND(99M02)	
1.000000	-6.67133	1.277113	-0.00125	
	(0.92632)	(0.83090)	(0.00074)	

×Standart hata deęerleri () içerisinde gösterilmektedir.



Grafik 3. (1) No'lu Modelin Eşbütünleşim İlişkisi



Grafik 4. (2) No'lu Modelin Eşbütünleşim İlişkisi

4.6. Vektör Hata Düzeltme Modelleri

Daha önce belirtildiđi üzere eşbütünleşim analizi deđişkenler arasındaki uzun dönem ilişisini göstermekte ancak kısa dönem için belirleyici olamamaktadır. Bu nedenle kısa dönem ilişkisini gösterebilmek amacıyla vektör hata düzeltme modelleri kurulmaktadır. Vektör hata düzeltme modelleri, uzun dönemli ilişkiden elde edilen kalıntıların, kısa dönemli tahmin için modele tekrar dahil edilmesi dışında bir farklılık içermemektedir. Kalıntıları dahil eden bu katsayı, vektör hata düzeltme modellerinin bir geređi olarak negatif işarete sahip olmalıdır, eđer belirli bir anlamlılık düzeyinde geçerli ise uzun dönemli tahmindeki sapmaların kısa dönemde ne kadar düzeltilceđini göstermektedir (Gujarati, 1999). Düzeltmeyi içeren katsayı, eđer anlamlı ise, “0” ile “-1” arasında bir deđer almaktadır.

Dolayısıyla Kardemir ve İzdemir hisse senedi fiyatlarının eşbütünleşim analizi için kullanılan modeller, en uygun gecikme uzunluđunun “2” ve “3” olarak belirlenmesinden dolayı ařađıdaki gibi tekrar düzenlenerek hata düzeltme modelleri tahmin edilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta^2 \text{Lnkardemir}_t &= EC_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 * \Delta^2 \text{Lnkardemir}_{t-1} + \\ &\beta_2 * \Delta^2 \text{Lnkardemir}_{t-2} + \beta_3 * \Delta^2 \text{Lninsaat}_{t-1} + \beta_4 * \Delta^2 \text{Lninsaat}_{t-2} + \\ &\beta_5 * \Delta^2 \text{Lnfilmasin}_{t-1} + \beta_5 * \Delta^2 \text{Lnfilmasin}_{t-2} + \mu_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta^2 \text{Lnizdemir}_t &= EC_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 * \Delta^2 \text{Lnizdemir}_{t-1} + \\ &\beta_2 * \Delta^2 \text{Lnizdemir}_{t-2} + \beta_3 * \Delta^2 \text{Lnizdemir}_{t-3} + \beta_4 * \Delta^2 \text{Lninsaat}_{t-1} + \\ &\beta_5 * \Delta^2 \text{Lninsaat}_{t-2} + \beta_6 * \Delta^2 \text{Lninsaat}_{t-3} + \beta_7 * \Delta^2 \text{Lnfilmasin}_{t-1} + \\ &\beta_8 * \Delta^2 \text{Lnfilmasin}_{t-2} + \beta_9 * \Delta^2 \text{Lnfilmasin}_{t-3} + \zeta_t \end{aligned} \quad (4)$$

Bu denklemlerde μ_t ve ζ_t normal dađılmış ve eş-varyanslı (homoskedastic) hata terimlerini göstermekle birlikte, daha önce durađanlařtırılmıř Δ işaretli serilerin ikincil farkları Δ^2 ile hata düzeltme modeline geređince dahil edilmiřtir.

Tablo 16. Vektör Hata Düzeltme Modelleri

HDM (3):	D(LNKARDEMİR,2)	HDM (4):	D(LNIZDEMİR,2)
EC _{t-1}	-0.108046 (0.05718) [-1.88944]	EC _{t-1}	-0.003281 (0.06383) [-0.05140]
D(LNKARDEMİR(-1),2)	-0.664682*** (0.08713) [-7.62825]	D(LNIZDEMİR(-1),2)	-0.670915*** (0.09956) [-6.73856]
D(LNKARDEMİR(-2),2)	-0.337720*** (0.07945) [-4.25084]	D(LNIZDEMİR(-2),2)	-0.556214*** (0.09654) [-5.76147]
		D(LNIZDEMİR(-3),2)	-0.170945** (0.08356) [-2.04565]
D(LNINSAAT(-1),2)	-0.382369 (0.30979) [-1.23430]	D(LNINSAAT(-1),2)	0.167680 (0.34384) [0.48767]
D(LNINSAAT(-2),2)	-0.081532 (0.22719) [-0.35887]	D(LNINSAAT(-2),2)	0.047987 (0.25907) [0.18523]
D(LNFILMASIN(-1),2)	-0.013731 (0.22531) [-0.06094]	D(LNINSAAT(-3),2)	0.084529 (0.18939) [0.44633]
D(LNFILMASIN(-2),2)	-0.157662 (0.22632) [-0.69664]	D(LNFILMASIN(-1),2)	0.155845 (0.20389) [0.76436]
		D(LNFILMASIN(-2),2)	0.053723 (0.23611) [0.22753]
		D(LNFILMASIN(-3),2)	-0.020857 (0.20295) [-0.10277]
C	0.000600 (0.01888) [0.03177]	C	-0.002780 (0.01541) [-0.18047]
R ²	0.407082	R ²	0.388464
Düzeltilmiş R ²	0.379412	Düzeltilmiş R ²	0.346578
Kalıntı Kareleri Toplamı	8.447726	Kalıntı Kareleri Toplamı	5.439102
Modelin Standart Hatası	0.237315	Modelin Standart Hatası	0.193013
F-istatistiği	14.71229***	F-istatistiği	9.274297***
Log olabilirlik değeri	7.174834	Log olabilirlik değeri	41.19325
Akaike Bilgi Kriteri	0.010445	Akaike Bilgi Kriteri	-0.384627
Schwarz Bilgi Kriteri	0.165513	Schwarz Bilgi Kriteri	-0.170495

Tablo içerisinde katsayıların t-istatistikleri [] içerisinde, bunların standart hataları ise () içerisinde verilmektedir. Sırasıyla .01, .05 ve .10 anlamlılık değerleri ***, ** ve * ile belirtilmiştir.

Tablo 16'da Kardemir hisse senedi fiyatları için kurulan (3) No'lu HDM içinde yer alan hata düzeltme katsayısı EC'nin .05 anlamlılık düzeyinde geçerli olduđu görülmektedir. Buna göre uzun dönemde elde edilen sapmaların ancak %10'u kısa dönemde düzeltilebilmektedir. Bu modelin F-istatistiđi de .01 anlamlılık düzeyinde tüm modelin anlamlı olduđunu göstermekle birlikte, kısa dönemde yalnızca Kardemir hisse senetlerinin ikincil farklarının belirlenmesinde, bunların ikincil farklarının bir ve iki gecikmeli deđerlerinin ve filmařın mamul fiyatlarının ikincil farklarının bir gecikmeli deđerinin etkili olduđu görülmektedir. Modelin açıklayıcı gücünün ise .40 olduđu belirlenmiřtir. Kalıntıların zaman grafiđi ise ekteki Grafik 5'de yer almaktadır.

İzdemir için kurulan (4) No'lu modelde ise hata düzeltme katsayısı anlamsız bulunmuř, İzdemir hisse senedi fiyatlarının ikincil farkının ise yalnız bu ikincil farkların bir ve iki gecikmeli deđeri ile belirlenebildiđi tespit edilmiřtir. Tüm modelin anlamlılıđını gösteren F-istatistiđi de .01 düzeyinde anlamlı iken, modelin açıklama gücünün .38'de kaldıđı görülmektedir. Bu HDM'nin kalıntılarına ait zaman grafiđi ise ekteki Grafik 6'da sunulmaktadır.

(3) No'lu model için yapılan ardıl testler sonucunda, modelin ardışık bağımlılık sorunu içermediđini iddia eden H_0 hipotezine dayalı Portmanteus Ardışık Bağımlılık Testi ve yine aynı H_0 hipotezine dayalı Breusch-Godfrey LM Testi istatistiklerine göre H_0 hipotezi .01 anlamlılık düzeyinde reddedilemediđinden modelin ardışık bağımlılık içermediđi belirlenmiřtir. Aynı modelin bileşik kalıntılarının H_0 hipotezi ile normal dađıldıđını iddia eden Jarque-Berra istatistiđine göre H_0 reddedilemediđinden, kalıntıların normal dađıldıđı belirlenmiř olup; H_0 hipotezi ile bu kalıntıların eř-varyansa sahip olduđunu iddia eden yatay kesitlerin dahil edildiđi White'in Deđiřen-Varyans testine göre H_0 reddedilemediđinden, kalıntıların deđiřen varyans sorunu içermediđi bulunmuřtur.

Son olarak (4) No'lu model için gerekleřtirilen ardıl testler neticesinde Portmanteau Q istatistiđine ve Breusch-Godfrey LM istatistiđine göre H_0 reddedilemediđinden, bu hata düzeltme modelinin ardışık bağımlılık sorunu içermediđi saptanmıřtır.

4.7. Granger Nedensellik Testleri

Son ařamada, daha önce belirlenen (2) ve (3) No'lu modellerdeki bağımsız deđiřkenler sabit tutularak bunların bağımsız deđiřkenlerle olan karřılıklı Granger nedensellik iliřkileri incelenmiřtir. Tablo 17'de yer alan bu sonuçlara göre nedensellik iliřkileri ve dođrultuları, belirtilen anlamlılık düzeylerinde belirlenen ikili arasında Granger nedenselliđi olmadıđı iddia edilen H_0 hipotezi reddedilebildiđinden, ařađıdaki gibi gerekleřmiřtir.

$\Delta LNINSAAT$	<input type="checkbox"/>	$\Delta LNFILMASIN (.05)$
xNedenselliđin geerli olduđu anlamlılık düzeyi () ierisinde belirtilmiřtir		

Tablo 17. Granger Nedensellik Test Sonuçları

İkişerli Granger Nedensellik Testi

Lags: 2

H ₀ Hipotezi:	Gözlem Sayısı	F-İstatistiği	Olasılık
D(LNİZDEMİR), D(LNKARDEMİR)'in Granger Nedeni Değildir.	159	1.48901	0.2288
D(LNKARDEMİR), D(LNİZDEMİR)'in Granger Nedeni Değildir.		0.57660	0.5630
D(LNİNİSAAT), D(LNKARDEMİR)'in Granger Nedeni Değildir.	159	0.65389	0.5215
D(LNKARDEMİR), D(LNİNİSAAT)'in Granger Nedeni Değildir.		2.11115	0.1246
D(LNFİLMASIN), D(LNKARDEMİR)'in Granger Nedeni Değildir.	159	0.03391	0.9667
D(LNKARDEMİR), D(LNFİLMASIN)'in Granger Nedeni Değildir.		0.71186	0.4923
D(LNİNİSAAT), D(LNİZDEMİR)'in Granger Nedeni Değildir.	159	1.63732	0.1979
D(LNİZDEMİR), D(LNİNİSAAT)'in Granger Nedeni Değildir.		1.75564	0.1762
D(LNFİLMASIN), D(LNİZDEMİR)'in Granger Nedeni Değildir.	159	0.91986	0.4008
D(LNİZDEMİR), D(LNFİLMASIN)'in Granger Nedeni Değildir.		0.26538	0.7673
D(LNFİLMASIN), D(LNİNİSAAT)'in Granger Nedeni Değildir.	159	2.06096	0.1308
D(LNİNİSAAT), D(LNFİLMASIN)'in Granger Nedeni Değildir.		4.25142	0.0160

Sonuç

Küresel emtia fiyatlarında yaşanan volatilitenin şirketlerin hisse senetleri üzerindeki etkilerini test etmek amacıyla yapılan bu çalışmada, 1999:01-2012:06 zaman aralığında demir çelik fiyat değişimleri ile BİST'da işlem gören ana metal sanayi şirketlerinden Kardemir(D) ve İzdemir(B) şirketlerinin hisse senetleri getirileri incelenmiştir.

Yapılan birim kök testleri sonucunda hisse senetleri fiyatlarının ve mamul fiyatlarının birim kök içerdiği ancak bunların birincil farklarının birim kök sorununa sahip olmadığı tespit edilerek, serilerin birincil farkları ile analizler yapılmıştır.

Kardemir hisse senedi fiyatları ile en uygun gecikme uzunluğu testi sonrasında gerçekleştirilen eşbütünlük testi sonucunda mamul fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir eşbütünlük ilişkisinin var olduğu tespit edilmekle birlikte, hem sabit terimli hem de eğilim katsayısı içeren iki ayrı modelin de birbirlerini teyit ederek, istatistiksel anlamlılık sınırları içerisinde, inşaat demirinin pozitif ancak filmaşinin hisse senedi fiyatlarını negatif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Kısa dönemli iliřkinin irdelendiđi hata düzeltme modellerinde ise Kardemir için uzun dönemde elde edilen sapmaların ancak % 10 kısa dönemde düzeltilebilmektedir. Kısa dönemde yalnızca Kardemir hisse senetlerinin ikincil farklarının belirlenmesinde, bunların ikincil farklarının bir ve iki gecikmeli deđerlerinin ve filmařın mamul fiyatlarının ikincil farklarının bir gecikmeli deđerinin etkili olduđu görölmektedir.

İzdemir hisse senetleri fiyatlarının incelendiđi ikinci analizde de belirlenen en uygun gecikme uzunlukları neticesinde gerekleřtirilen uzun dönemli eřbütünleřim analizinde İzdemir hisse senedi fiyatları ile filmařın ve inřaat demiri fiyatları arasında bir iliřkinin olduđu görölmüřtür. Bu analizde de geçerli bir anlamlılık düzeyinde İzdemir hisse senedi fiyatlarının inřaat demiri fiyatlarından pozitif yönde ancak filmařın fiyatlarından negatif yönde etkilendiđi belirlenmiřtir. Kısa dönemli sonuçları içeren modelde ise hata düzeltme katsayısı anlamsız bulunmuřtur.

Nedensellik testleri sonucunda ise inřaat mamul fiyatlarının filmařın mamul fiyatlarının nedeni olduđu ancak bunun dıřında bir nedensellik iliřkisine rastlanamadıđı belirlenmiřtir.

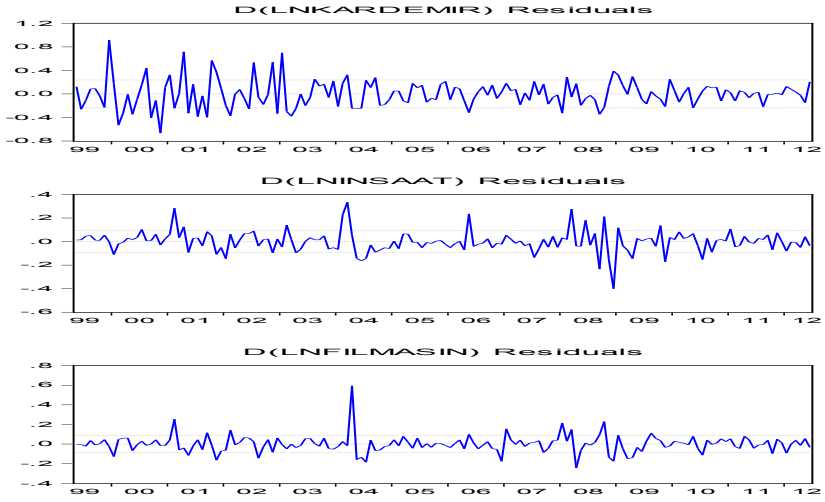
Sonuç olarak yatırımları yönlendirmek amacıyla kısa dönemde hisse senedi getirilerini tahmin etme ihtiyacı duyan piyasa analistlerinin mamul fiyatlarındaki artışa paralel olarak kısa dönemde hisse senedi getirilerinde bir artış beklememeleri gerekmektedir. Analistlerin, uzun dönemde ise yukarıda da bahsedildiđi üzere mamul fiyatlarındaki artışlara paralel ilgili řirketlerin hisse senedi getirilerinde bir artış beklemeleri mümkündür.

Yararlanılan Kaynaklar

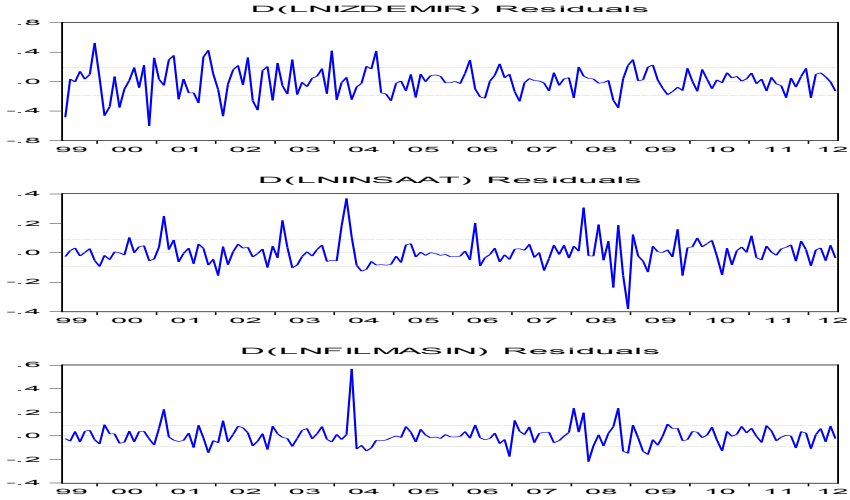
- AKGÜÇ, Ö. (1998), “Finansal Yönetim”, İstanbul: Muhasebe Enstitüsü Yayınları.
- BRADLEY, E.S ve TEWELES, R.J. (1998), The Stock Market, John Wiley & Sons; 7th Edition.
- BREUSCH, T. S., ve PAGAN, A. R. (1979), “A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, 48, 1287–1294.
- BRUNETTI, C., & GILGERT, C. L. (1995), “Metal Price Volatility: 1972-95”, *Resources Policy*, 237-254.
- BUYUKSAHİN, B., HAIGH, M. ve ROBE, M. (2010), “Commodities and Equities: Ever a “market of one?”” *Journal of Alternative Investments* 12, pp 76-95.
- 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, p. 427–431.
- ENDERS, W. (2004), Applied Econometric Time Series, Second Edition. John Wiley & Sons: United States.
- ENGLE, R. F. ve GRANGER, C. W. J. (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimate, and Testing”, *Econometrica*, 55, 251–276.
- GIOT, P., & LAURENT, S. (2003). “Market Risk in Commodity Markets: A Var Approach” *Energy Economics*, p. 435–457.
- GODFREY, L. G. (1978), “Testing for Multiplicative Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, 8, 227–236.
- GRANGER, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”. *Econometrica*, 37 (3): 424–438.
- GUJARATI, D.N. (1999), Temel Ekonometri, (Çev. Ümit Şenesen & G.G. Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
- INNACE, J. (2006), The Steel Game 2006; Odds, Bets and Jackpots. *Tapma Port Steel Conference*. World Steel Dynamics.
- JARQUE, CARLOS M. ve BERA, ANIL K. (1980), “Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals”, *Economics Letters*, 6 (3): 255–259.
- JERRET, D. ve CUDDINGTON, J. T. (2008), “Broadening The Statistical Search for Metal Price Super Cycles to Steel And Related Metals”. *Resources Policy*, 187-195.
- JOHANSEN, SOREN (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), 231-254.
- JOHANSEN, SOREN ve KATARINA JUSELIUS (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- JOHANSEN, SØREN (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- JOHANSEN, SØREN (1995), Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford:Oxford University Press.
- JOHNSON, R. ve SOENEN, L. (2009), “Commodity Prices and Stock Market Behavior in South American Countries in the Short Run”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 45, 69-82.
- KAHRAMAN, E., & UNAL, G. (2012), “Steell Price Modeling With Levy Process”. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 101-110.

- KOCA, M. A. (2008), *Türk Demir elik Sanayi İin Strateji Önerileri Bütünleşme ve Ortak Girdi Temini*. Ankara: Devlet Planlama Teşkilatı.
- KWIATKOWSKI D., P. C. B. PHILLIPS, P. SCHMIDT ve Y. SHIN (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root”. *Journal of Econometrics* 54, 159–178.
- LJUNG, G. M. ve BOX, G. E. P. (1978), “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models”, *Biometrika* 65: 297–303.
- LÜTKEPOHL, H. (1991) *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- MACKINNON, JAMES G., ALFRED A. HAUG ve LEO MICHELIS (1999), “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- PESARAN, M.H. ve SHIN, Y. (1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach To Cointegration Analysis. in: Strom, S. (Ed.), In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge, MA, (Chapter 11).
- PESARAN, M.H., SHIN, Y. ve SMITH, R. (2001), “Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships”. *Journal of Applied Econometrics* 16 (3), 289–326.
- PHILLIPS, P.C.B ve P. PERRON (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, 335–346
- REILLY, F. K. ve BROWN, K. C. (2000), *Investment Analıysis Portfolio Management*. Dryden Press.
- SADORSKY, P. (1999), “Oil Price Shocks And Stock Market Activity”, *Energy Economics*, 21, p: 449-469.
- TWB(2012). World Data Bank. 20.12.2012, web : <http://databank.worldbank.org>
- TOBB (2012). *Türkiye Demir ve Demir Dıřı Metaller Meclisi Sektör Raporu*. Ankara: TOBB.
- WHITE, HALBERT (1980), “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48, 817–838.
- World Steel Association. (2012). *World Steel in Figures 2012*. Bruessls: World Steel Association.
- YAYAN, V. (2011), *Demir elikte Fiyatlar Spekülatif Deęil*. 12 20, 2012 web: Steel Orbis: <http://www.steelorbis.com.tr/celik-haberleri/roportajlar/dr-veysel-yayan-demir-celikte-fiyatlar-spekulatif-deęil-636122.htm>

Ekler:



Grafik 5. (3) No'lu Modelin Kalıntılarının Zaman Grafiği



Grafik 6. (4) No'lu Modelin Kalıntılarının Zaman Grafiği

Tablo 18. (3) No'lu HDM Portmanteau Ardıřık-Baęımlılık Testi H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardıřık baęımlılık yoktur

Gecikme Sayısı	Q-İstatistięi	Olasılık	Düzeltilmiř Q-İstatistięi	Olasılık	Serbestlik Derecesi
1	2.347801	NA*	2.362755	NA*	NA*
2	9.462770	NA*	9.568941	NA*	NA*
3	23.39843	0.0760	23.77433	0.0690	15
4	29.02636	0.2191	29.54843	0.2002	24
5	43.03368	0.1134	44.01351	0.0953	33

*Gecikme uzunluęunun HDM iine dahil edilmesinden dolayı tanımsızdır.

Tablo 19. (3) No'lu HDM, Breusch-Godfrey LM Ardıřık-Baęımlılık Testi H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardıřık baęımlılık yoktur

Gecikme Sayısı	LM-İstatistięi	Olasılık
1	18.54204	0.0294
2	23.10074	0.0060
3	24.84390	0.0031
4	5.732144	0.7664
5	14.49665	0.1057

Tablo 20. (3) No'lu HDM, Kalıntıların Normallik Testi

Dikgenleřtirme: Cholesky (Lutkepohl)

 H_0 : Kalıntılar, okdeęiřkenli normal daęılmaktadır.

Bileřen	Jarque-Bera İstatistięi	Serbestlik Derecesi	Olasılık
1	2.558110	2	0.7884
2	0.38158	2	0.4583
3	2.15041	2	0.6911
Bileřik	3.090	6	0.2309

Tablo 21. (3) No'lu HDM, Kalıntılar iin White'ın Deęiřen Varyans Testi

Deęiřen Varyans Testi: Yatay kesitler dahil.

 H_0 : Kalıntılar, deęiřen varyans sorunu iermemektedir.

Ki-Kare Deęeri	Serbestlik Derecesi	Olasılık
5.7113	210	0.3891

Tablo 22. (4) No'lu HDM Portmanteau Ardışık-Bağımlılık Testi

H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardışık bağımlılık yoktur

Gecikme Sayısı	Q-İstatistiği	Olasılık	Düzeltilmiş Q-İstatistiği	Olasılık	Serbestlik Derecesi
1	0.377534	NA*	0.379954	NA*	NA*
2	5.198806	NA*	5.263436	NA*	NA*
3	12.36616	NA*	12.57041	NA*	NA*
4	23.93468	0.0909	24.44138	0.0803	16
5	38.51274	0.0412	39.49898	0.0328	25

*Gecikme uzunluğunun HDM içine dahil edilmesinden dolayı tanımsızdır.

Tablo 23. (4) No'lu HDM, Breusch-Godfrey LM Ardışık-Bağımlılık Testi

H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardışık bağımlılık yoktur

Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık
1	15.92551	0.0685
2	24.03764	0.0142
3	24.14648	0.0141
4	29.70450	0.0105
5	15.11006	0.0880

Tablo 24. (4) No'lu HDM, Kalıntıların Normallik Testi

Dikgenleştirme: Cholesky (Lutkepohl)

H_0 : Kalıntılar, çokdeğişkenli normal dağılmaktadır.

Bileşen	Jarque-Bera İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Olasılık
1	2.05366	2	0.7909
2	2.15366	2	0.7812
3	3.51515	2	0.3411
Bileşik	2.72221	6	0.5302

Tablo 25. (4) No'lu HDM, Kalıntılar iin White'ın Deęiřen Varyans Testi

Deęiřen Varyans Testi: Yatay kesitler dahil.

H_0 : Kalıntılar, deęiřen varyans sorunu iermemektedir.

Ki-Kare Deęeri	Serbestlik Derecesi	Olasılık
4.1109	210	0.2813

