

MAMUL FİYATLARI İLE HİSSE SENETLERİ GETİRİLERİ ARASINDAKİ İLİŐKİNİN İNCELENMESİ: ERDEMİR ÜZERİNE BİR UYGULAMA

EXAMINING THE RELATIONSHIP BETWEEN THE PRODUCT PRICES AND STOCK RETURNS: THE CASE OF ERDEMİR

Murat YILDIRIM

Karabük Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, KARABÜK (*muratyildirim@karabuk.edu.tr*)

Muhammet BELEN

Karabük Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, KARABÜK (*mbelen@karabuk.edu.tr*)

Yasin KÜTÜK

İstanbul Teknik Üniversitesi, İSTANBUL (*yasinkutuk@gmail.com*)

ÖZ

Demir çelik sektörü yüksek sabit giderlere sahip olan sermaye yoğun bir sektördür. Demir çelik mamul fiyatlarında yaşanan aşırı dalgalanmalar, sektördeki şirketlerin faaliyet karlarında dalgalanmalara neden olmaktadır. Bu çalışmanın amacı demir çelik mamul fiyatlarının bu mamulleri üreten şirketlerin hisse senetleri üzerindeki etkilerini incelemektir. Bu amaçla çalışmada 1999:01-2012:06 zaman aralığında küresel demir çelik mamul fiyat değişimleri ile bu mamulleri üreten ve BİST’de işlem gören Erdemir hisse senedi getirilerinin eşbütünleşim, hata düzeltme modelleri ve nedensellik testleri ile analizi gerçekleştirilmiştir. Çalışmada demir çelik mamul fiyatlarının hisse senedi getirilerinde bir gösterge olarak takip edilebileceği eşbütünleşim analizi sonucunda doğrulanmış fakat aralarında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Emtia fiyatlarında dalgalanma, Çelik fiyatları, Hisse senetleri getirileri, Demir çelik sektörü, Eşbütünleşim, Vektör hata düzeltme modeli, Granger nedensellik

Jel Sınıflandırılması: G10, G11, G14

ABSTRACT

Iron and steel industry is a capital-intensive industry with high fixed costs. Extreme volatility in product prices causes fluctuations in operating profits of companies in this industry. The aim of this study is to examine the effects of the global iron and steel prices on stock returns. For this purpose in the study, price changes in the global iron and steel products and stock returns of Erdemir, the corporation which produces iron and steel and listed in BİST were analyzed with co-integration, error correction models and causality tests for the period of 1999:01-2012:06. By employing cointegration analysis we found that product prices in iron and steel sector can be monitored as an indicator for stock returns, but we couldn't find causal relationship between them.

Key Words: *Commodity price volatility, Steel prices, Stock returns, Iron and steel sector, Cointegration, Vector error correction model, Granger causality*

Jel Classification: G10, G11, G14

1. Giriş

Geçmişten günümüze kadar reel sektörde yaşanan gelişmeler ve bu gelişmelerin sermaye piyasalarındaki yansımaları yatırımcılar, işletmeler, kamu otoriteleri ve araştırmacılar için büyük bir merak konusu olmuştur. Özellikle, maden, tarım ve enerji mamullerinin fiyatlarındaki değişimler bu mamullerle ilgili tüm menfaat sahiplerini etkilemektedir. Maden, tarım ve enerji mamullerinin fiyatlarında yaşanan dalgalanmalar bu mamulleri üreten işletmelerin faaliyet kararlarında dalgalanmalara neden olmaktadır. Özellikle sermaye yoğun bir sektör olan demir çelik sektörü, sabit giderlerinin yüksek olması nedeniyle mamullerinin fiyat dalgalanmalarına karşı çok duyarlı bir sektördür.

Demir çelik sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin üretim ve yatırım kararları demir çelik mamullerinin fiyat seyri ile yakından ilgilidir. 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.

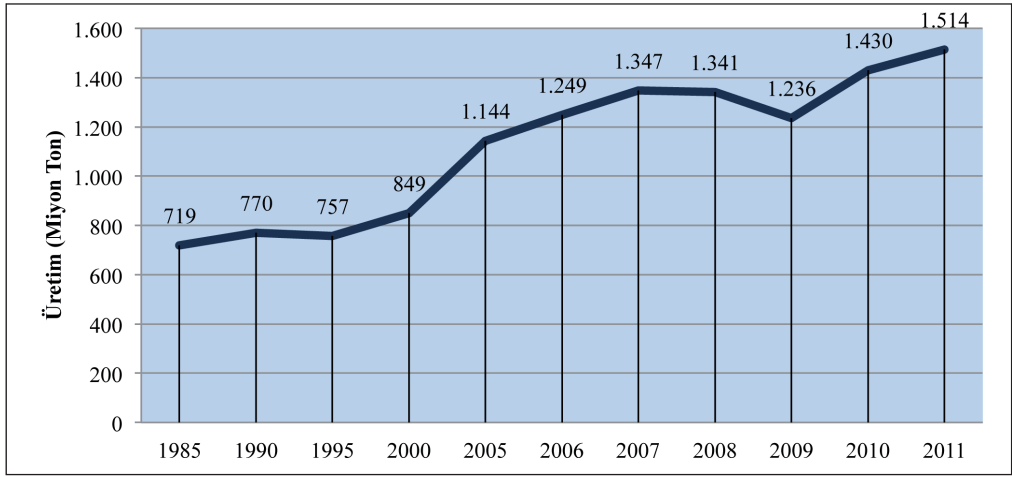
Çalışmanın izleyen kısımlarında öncelikli olarak Dünya'da ve Türkiye'de demir çelik sektörünün durumu hakkında bilgiler verilecektir. Daha sonra demir çelik sektöründe fiyat dalgalanmalarının hisse senedi getirileri üzerine etkilerine ve bu alanda yapılan literatür çalışmalarına değinilecektir. Son olarak mamul fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerine etkilerine yönelik uygulama bulguları gösterilerek elde edilen sonuçlar değerlendirilecektir.

2. Dünya ve Türkiye'de Demir Çelik Sektörü

Dünya demir çelik üretimi ve tüketimi, 19. Yüzyılın ikinci yarısından itibaren ABD ve Ortadoğu olmak üzere pek çok ülkede önemli bir yer tutmuştur. 20. Yüzyılda sanayi üretimindeki gelişmelerin artmasıyla makine, imalat, kimya, enerji ve madeni eşya üretiminde önemli ilerlemeler sağlanmıştır. Demir çelik sanayi konjonktürel dalgalanmalardan, savaşlardan ve ekonomik krizlerden en fazla etkilenen sektör olmuştur. Modern ekonomilerde ekonominin omurgası olarak kabul edilen demir çelik sektörü ülkelerin gelişiminde oldukça önemli bir yere sahiptir. Demir çelik sektörü birçok sektöre girdi sağladığı için sanayinin lokomotif sektörü niteliğini taşımaktadır. İnşaattan otomotive, savunmadan elektroniğe kadar birçok sektörün üretimi demir çelik sektörüne bağlıdır ve bu nedenle de stratejik özellikler taşımaktadır.

Şekil 1'de yıllar itibariyle Dünya ham çelik üretimi gösterilmektedir.

Dünya demir çelik sanayi, son yıllarda Çin başta olmak üzere gelişme yolundaki ülkelerde yüksek oranlı bir talep artışına sahne olmaktadır. Bununla beraber, yine Çin başta olmak üzere gelişme yolundaki ülkelerin üretimlerinde büyük artış yaşanmaktadır. Demir çelik sanayindeki yüksek büyüme, demir cevheri, kok kömürü ve hurda gibi demir çelik girdilerine olan talebi de büyük oranda artırmış ve bu girdilerin uluslararası fiyatlarının yükselmesine yol açmıştır (Koca, 2008: 2). 2008 ve 2009 yıllarında yaşanan küresel ekonomik kriz sonucu düşen talep nedeniyle, azalan dünya çelik üretimi, 2010 yılında yeniden yükseliş eğilimine girmiş ve % 15,7 gibi yüksek bir oranda artarak, 1,43 milyar ton seviyesine ulaşmıştır. 2011 yılında ise, bir önceki yıla göre yavaşlama eğilimine giren dünya çelik üretimi % 6,8 oranında artarak 1,53 milyar ton seviyesinde

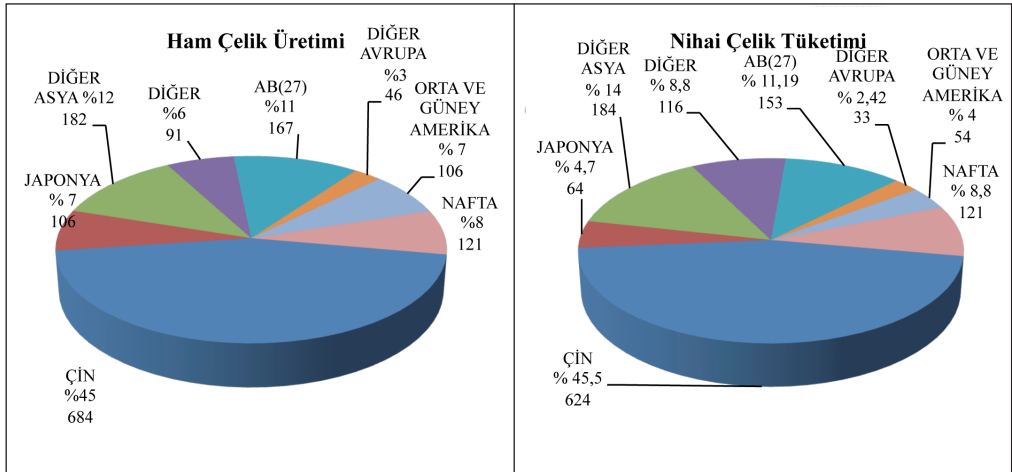


Şekil 1. Dünya Ham Çelik Üretimi (Milyon Ton)

Kaynak: (World Steel Association, 2012: 6)

gerçekleşmiştir. 2011 yılındaki yavaşlamanın nedenlerinin başında Çin'in çelik üretim artış hızının azalması ve büyük çelik üreticisi ülkeler arasında yer alan Japonya ve İspanya'nın üretimlerinin gerilemesi gelmektedir.

Şekil 2'de 2011 yılı itibariyle dünya genelinde ham çelik üretimi ve nihai çelik tüketimi coğrafi bazda ve bölgesel birlikler bazında gösterilmektedir.



Şekil 2. Dünya Ham Çelik Üretim ve Nihai Çelik Tüketimi (Milyon Ton)

Kaynak: (World Steel Association, 2012: 15)

2011 yılı itibarıyla, Çin üretimiyle dünya çelik üretiminin yaklaşık yarısına yakını (684 milyon ton ile %45) tek başına üretmiştir. Çin aynı zamanda kendinden sonra gelen 18 ülkenin toplam çelik üretiminden daha fazla üretim yapmaktadır. Çin'in çelik üretimini Japonya (107.6 milyon ton), ABD (86.4 milyon ton), Hindistan (71 milyon ton) ve Rusya'nın (69 milyon ton) çelik üretimleri takip etmektedir. Türkiye 34.1 milyon ton çelik üretimiyle dünya çelik üretiminde 10. sırada yer almaktadır. 2011 yılında Dünya çelik üretimindeki gerilemeye rağmen Türkiye, %17 oranındaki üretim artışı ile dünyanın en büyük 30 çelik üreticisi arasında, üretimini en hızlı arttıran ülke olmuştur (TOBB, 2012: 33).

2011 yılında dünya çelik tüketiminde yine Çin (624 milyon ton ile %45,5) yarısına yakını tek başına tüketmiştir. Çin'in çelik tüketimini ABD (89.1 milyon ton), Hindistan (67.8 milyon ton), Japonya (64.1 milyon ton), ve Rusya'nın (40 milyon ton) çelik tüketimleri takip etmektedir. 2011 yılı itibarıyla Türkiye'nin nihai çelik tüketimi 26.9 milyon ton olarak gerçekleşmiş ve bir önceki yıla göre yaklaşık %14 oranında artış göstermiştir.

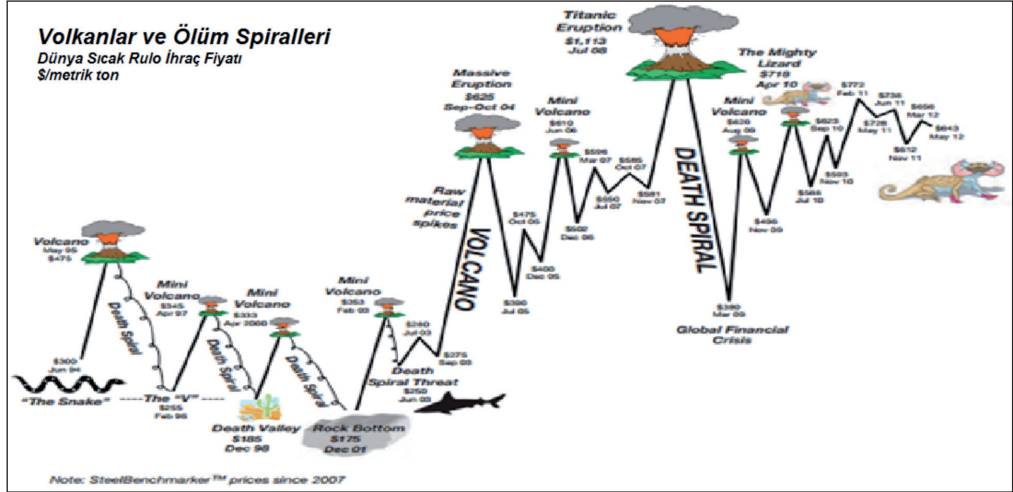
2011 yılında dünya çelik ihracatında 47.9 milyon ton ile Çin ilk sırayı almıştır. Çin'in ihracatını, Japonya (40.7 milyon ton), Güney Kore (28.9 milyon ton), Almanya (26.4 milyon ton) ve Ukrayna (26 milyon ton) takip etmektedirler. Türkiye'nin 2011 yılı ihracatı 17 milyon ton olarak gerçekleşmiş olup dünya ihracat sırasında 9. sırada yer almaktadır. 2011 yılında dünya çelik ithalatında 26.9 milyon ton ile ABD ilk sırayı almıştır. ABD'nin ithalatını Almanya (24.9 milyon ton), Güney Kore (22.8 milyon ton), İtalya (17.5 milyon ton), Çin (16.3 milyon ton) takip etmektedirler. Türkiye'nin 2011 yılı ithalatı 10.3 milyon ton olarak gerçekleşmiş olup dünya ithalat sırasında 10. sırada yer almaktadır (World Steel Association, 2012: 24).

3. Demir Çelik Sektöründe Fiyat Dalgalanmalarının Etkileri

Satış fiyatlarındaki değişimler, talepteki değişimler, faaliyet kaldıraç derecesinin yüksek ve girdi fiyatlarının yüksek olması gibi nedenler işletmelerin faaliyet riskini etkileyen faktörlerin başında gelmektedir. Faaliyet riski, bir işletmenin ana faaliyet alanıyla ilgili faaliyetlerinden sağladığı gelirindeki belirsizlikten kaynaklanan veya işletmenin borç kullanmadığı durumda hissedarların öz sermaye üzerinden sağlanacak getirinin belirsizliği olarak tanımlanır (Aydın vd., 2010: 281). Faaliyet riski nedeniyle yaşanan olumsuz gelişmeler, ilgili şirketlerin faaliyet karını azaltarak, hisse senedinin verimini düşürürken; yaşanan olumlu gelişmeler ise faaliyet karını artırarak, hisse senedinin verimini yükseltmektedir (Akgüç, 1998: 680).

Demir çelik sektöründe yer alan üretim işletmeleri oldukça yüksek düzeyde faaliyet riski ile karşı karşıyadırlar. Dünya çapında entegre bir şekilde çalışan demir çelik piyasaları, dünya ekonomisindeki gelişmelere bağlı olarak inişli çıkışlı bir seyir izlemektedir. Ekonominin iyiye 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 daha da düşeceği beklentisiyle taleplerini ertelemeleri fiyatları daha da aşağı çekmektedir. Demir çelik sektörü, nihai ürün fiyatlarıyla girdi fiyatları arasındaki marjı koruyabildiği ölçüde karlılığını sürdürebilmektedir. Demir çelik hammadde maliyetlerinde yaşanan yüksek artışlar ürün fiyatlarına aynı oranlarda yansıtılmadığından demir çelik üreticilerinin karlılığı sürekli dalgalanmaktadır (Koca, 2008: 150).

Őekil 3'te Demir elik sektrnde fiyat hareketlerinin sektr aısından nemi gsterilmeye alıřılmıřtır.



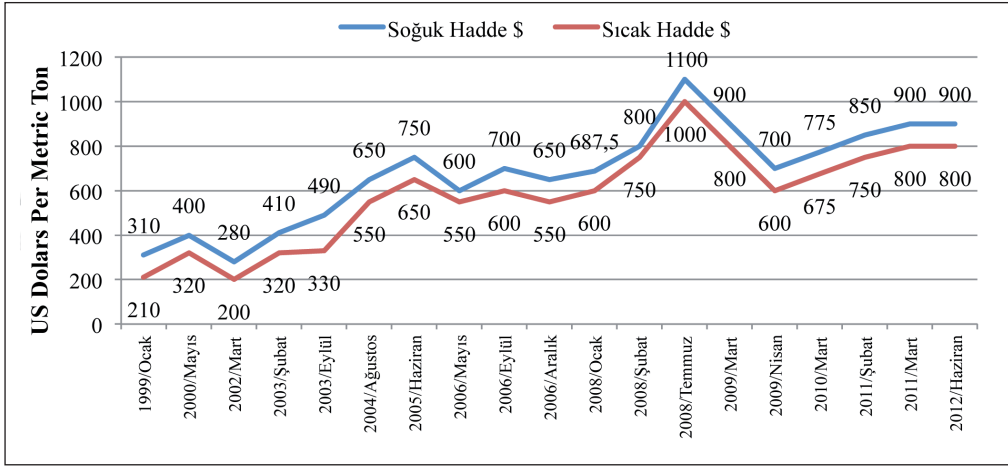
Őekil 3. Demir elik Fiyatı evrimleri / Sıcak Rulo İhrac Fiyatları (FOB)

Kaynak: http://www.aist.org/magazine/wsd/12_july_wsd.pdf. (Eriřim:27.03.2013)

Dnya elik piyasalarında, dnem dnem arz ve talep dengesizliklerinden ve ekonomik krizlerden kaynaklanan fiyat dalgalanmaları "elik evrimleri" olarak ifade edilmektedir. Demir elik sektrnde fiyatların artma ynnde hareket gstermesi "volkan", olarak temsil edilirken; fiyat artıřları derecelerine gre "mini volkan (mini volcano)", "byk patlama (massive eruption)", ve "ok byk patlama (titanic eruption) olarak aıklanmaktadır. Bununla birlikte, fiyatların dřme ynnde hareket gstermesi ise lm girdabı (death spirals) olarak aıklanırken; talebin kendisini ertelelediđi, iřlem hacminin ok dřk olduđu dip fiyat noktası ise lm vadisi (death valley) olarak ifade edilmektedir (Innace, 2006: 3). Demir elik sektr; srekli fiyat evrimlerinin yařandıđı, ařırı kapasitelere ve dřk pazar payına sahip pek ok řirketin faaliyet gsterdiđi, krizlere karřı direncin dřk olduđu bir sektrdr (Akman, 2007: 32).

Őekil 4'de 1999 ile 2012 yılları arasında dnya elik fiyatlarını temsil eden sıcak haddelenmiř mamuln ihrac fiyatları USD/ton bazında gsterilmektedir.

Birok ana sanayi dalında hammadde olarak kullanılan yassı rnlerin sayısız kullanım alanları mevcuttur. Yassı rnlerin bařında gelen sıcak mamul, genel konstrksiyon ve otomobil ile gemi, basıncılı kaplar, tarım araları, boru ve LPG tp imalatında kullanılmakta iken; sođuk mamul ise dayanıklı ev aletleri, bro, mefruřat ve mutfak eřyaları retimi ile genel konstrksiyon ve otomotiv endstrisinde kullanılmaktadır. 1997 yılında yařanan Asya kriziyle dnya ekonomisinin daralması sonucu uluslararası demir elik mamul fiyatları byk oranda dřř gstermiřtir. Sıcak mamul Mart 2002'de 200 USD/ton ile son 20 yılın en dřk seviyesini grmřtr. Haziran 2005'de 650 USD/ton ulařan sıcak mamul fiyatları Ocak 2008'e kadar yatay bir seyir gstermiřtir. 2008 yılında bařlayan Dnya Ekonomik Krizi ile sıcak mamul fiyatları Temmuz 2008'de 1.000 USD/ton



Şekil 4. Soğuk ve Sıcak Haddelenmiş Mamul İhrac Fiyatları (USD/Ton, FOB)

Kaynak: (The World Bank, 2012)

İken Nisan 2009'da 600 USD/ton civarlarına kadar düşmüştür. 2009 yılında dünya çelik sektörü, toparlanma sürecine girmiş ve 2010 yılının Mart ayında 675 USD/ton seviyelerini gören sıcak mamul fiyatları 2011 Şubat ayında 750 USD/ton olarak gerçekleşmiştir. Çelik fiyatlarının dünya çapında azalan taleple birlikte dip noktasına gerilediği 2009 yılının ardından 2010 ve 2011 yıllarında çelik fiyatlarında, genel eğilim yukarı yönlü olmak üzere, 750 USD/ton ile 800 USD/ton arasında dalgalı bir yükseliş dönemi yaşanmıştır.

4. Literatür

Literatürde genellikle reel ekonomik faaliyetler sonucu ortaya çıkan mamul fiyatlarının hisse senedi getirileri ile ilişkisi üzerine çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Sektör bakımından farklı alanlarda da olsa küresel şartlara göre beliren mamul fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerine etkileri ilgi duyulan bir konudur.

Sadorsky (1999) çalışmasında, Ocak 1947-Nisan 1996 dönemine ait Amerika'da petrol fiyatlarının ve petrol fiyatlarındaki değişkenliğin hisse getirileri üzerindeki etkisini incelemiştir. Sadorsky'nin (1999) bulgularına göre petrol fiyatlarındaki değişiklikler ekonomik faaliyetleri etkilemekte, ancak ekonomik faaliyetlerdeki değişiklikler petrol fiyatları üzerinde çok az bir etkiye neden olmaktadır. Çalışmada ayrıca, petrol fiyatlarındaki değişikliklerin hisse senedi getirilerindeki değişikliği açıklamada önemli rol oynadığı ve aralarında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu belirtilmiştir.

Güler vd. (2010) yapmış oldukları çalışmada, petrol fiyat değişimlerinin İMKB'de işlem gören enerji sektörünün hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 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. Çalışmada enerji hisseleri, elektrik endeksi ve enerji fiyatlarının benzer davranış gösterdiği, brend petrol fiyatının hisse fiyatlarında ve elektrik endeksi fiyatında önemli bir gösterge olduğu tespit edilmiştir.

Heaton vd. (2011) alıřmalarında, Avustralya hisse senedi piyasalarının, uluslararası emtia fiyatlarındaki gecelik gelişmelere bağımlılık derecesini incelemiřlerdir. Gecelik emtia getirilerinin borsada iřlem gören firmalar üzerinde istatistiki ve ekonomik olarak anlamlı bir etkiye sahip olduklarını bulmuřlardır. Hisse senetlerini etkileyen en önemli emtiaların metal ve enerji emtiaları olduğunu ve en fazla etkilenen sektörlerin de borsadaki enerji ve malzeme sektörleri olduğunu belirlemiřlerdir.

Delatte ve Lopez (2012) alıřmalarında, Ocak 1990 ile řubat 2012 döneminde emtia getirileri ile hisse senedi getirileri arasındaki iliřkiyi ve geçirdikleri evrimleri incelemiřlerdir. Emtia ile hisse senedi piyasaları arasındaki bağımlılığın zamanla deęiřtiğini, simetrik ve ilgili zaman diliminin büyük bir kısmında geçerli olduğunu bulmuřlardır. Endüstriyel metaller ile hisse senedi piyasaları arasında 2003'ten itibaren güçlenmiř bir ortak hareket olduğunu, 2008 küresel finansal krizinden sonra bu birlikte hareketin tüm emtia sınıflarına doęru yayıldığını tespit etmiřlerdir.

Nangolo ve Musingwini (2012) yapmış oldukları alıřmalarında, altın, gümüş, ve bakır madenleri ile Johannesburg Menkul Kıymetler Borsasında iřlem gören hisse senetleri arasındaki iliřkiyi korelasyon analizi ile incelemiřlerdir. Altın, gümüş ve bakır madenlerinin spot, future ve uzun vadeli fiyatlarından hangisinin hisse senedi deęerleme sürecinde en büyük etkiye sahip olduğunu belirlemeye alıřmışlardır. 2004-2010 dönemindeki Maden sektörü hisse senedi fiyatlarıyla, emtia fiyatları arasında korelasyon olduğunu, bu korelasyonun emtia spot ve futures fiyatlarında uzun dönem fiyatları göre daha güçlü olduğunu bulmuřlardır. İlgili emtia fiyatları maden řirketlerinin gelecek nakit akımlarının tahmin edilmesinde önemli bir girdi olarak tespit edilmiřtir.

Zapata ve Hanabuchi (2012) alıřmalarında, emtialar ile hisse senetleri arasındaki döngüsel iliřkiyi ve portföy içindeki emtia endeksleri ile tarım iřletmeleri endekslerinin fonksiyonlarını incelemiřlerdir. 1871-2010 yılları arasındaki 140 yıllık dönemde, hisse senetleri ile emtia fiyatları arasında yüksek negatif korelasyon olduğunu belirlemiřlerdir. Riski sevmeyen bir yatırımcı için fonların tarım iřletmelerine veya tarımsal emtia endekslerine yatırılmasının portföy eřitlendirilmesi aısından doęru bir yatırım olduğu sonucuna ulařmışlardır.

5. Uygulama

5.1. Veri Seti ve Metodoloji

alıřmada kullanılan veriler 1999:01-2012:06 zaman aralığında ait olan 162 aylık fiyat verileridir. Demir elik sektörüne ait yassı mamul fiyatları Dünya Bankası¹ veri tabanından alınmıřtır. Demir elik yassı mamul fiyatları dolar cinsinden elde edilmiř TCMB elektronik veri daęıtım sisteminden elde edilen aylık ortalama Dolar/Türk Lirası kuruyla arpılarak Türk Lirası cinsinden hesaplanmıřtır. Arařtırmada incelenen mamuller demir elik sektöründe yassı ürünler sınıfına girdiğinden bu ürünlerin üretildiği Erdemir řirketine ait veriler kullanılmıřtır. Demir elik Metal Ana Sanayi Sektöründe faaliyette bulunan Erdemir A.ř. hisse verileri BIST²'ın řirket verilerinden alınmıřtır. Erdemir, uluslararası standartlarda sıcak, soęuk haddelenmiř mamul, levha, sac ile kalay, krom ve inko kaplamalı sac üretmektedir. Erdemir'in imal ettiği eřitli demir ve elik ürünleri savunma sanayi, inřaat, boru, otomotiv, gemi yapımı, dayanıklı ev aletleri, tarım aletleri, basınlı kap, gıda ve

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

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

ambalaj malzemeleri, büro malzemeleri gibi sektörlerde ana hammadde olarak kullanılmaktadır. Bu nedenlerle Erdemir, Türk sanayinin gelişmesinde önemli bir role sahiptir. Çalışmada şirkete ait TL bazlı getiri endeksleri düzeltilmiş hisse senedi fiyatlarının temsilcisi olarak kullanılmıştır. Değişkenlere dair açıklayıcı bilgiler Tablo 1’de sunulmaktadır:

Tablo 1. Değişkenlerin Açıklamaları

Değişkenler	Form	Kaynak	Veri Aralığı	Alındığı Tarih	Kısaltma
Ereğli Hisse Senedi Fiyatı*	Logaritmik	borsaistanbul.com	1999-2012	10.07.2013	Ineregli
Sıcak Mamul Fiyatı	Logaritmik	wordbank.org	1999-2012	10.04.2013	Insicak
Soğuk Mamul Fiyatı	Logaritmik	wordbank.org	1999-2012	10.04.2013	Insoğuk

*Düzeltilmiş Fiyat

Hem değişkenlerin negatif değerler içermemesinin sunduğu imkan nedeniyle hem de değişkenler arasındaki oluşabilecek asimetriyi ortadan kaldırmak amacıyla değişkenlerin doğal logaritmaları alınmış ve modele dahil edilmiştir. Tablo 1 içerisinde verilen değişkenlerin önce Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979), Phillips-Perron (1988) ve KPSS (Kwiatowski vd., 1992) testleri ile birim kök içerip içermediği incelenmiş ve gerekirse seriler durağan hale getirilerek uygulamaya dahil edilmiştir. Daha sonra uzun dönemli bir eşbütünleşim analizi yapabilmek amacıyla Engle-Granger (1987) tek değişkenli ve kalıntılar temelli eşbütünleşim analizleri gerçekleştirilerek, hata düzeltme modelleri kısa dönem için test edilmiştir.

Yukarıda sayılan analizlere ek olarak hata düzeltme modelleri için ardışık bağımlılığın olup olmadığını belirlemek amacıyla Portmanteau Q-istatistiği (Ljung ve Box, 1978) ve LM istatistiğine dayalı Breusch-Pagan (1979), Godfrey (1978) testleri uygulanmıştır. Değişen varyans problemi için White’in (1980) değişen varyans testi gerçekleştirilmiştir. En son aşamada ise değişkenler arasındaki nedenselliğin tespit edilmesi amacıyla Granger (1969) Nedensellik testleri uygulanarak çalışma için gerekli olan bütün aşamalar yapılmıştır. Tüm değişkenler dikkate alınarak temel alınacak model aşağıdaki gibi tanımlanmakta olup, burada sıcak ve soğuk kısaltması mamul fiyatları için kullanılan birer vektör olup, hata terimleri ε ve ϑ ile gösterilmiştir.

$$Lnerdemir_t = \beta_0 + \beta_1 * Lnsicak_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Lnerdemir_t = \beta_0 + \beta_1 * Lnsoguk_t + \vartheta_t \quad (2)$$

5.2. Tanımlayıcı İstatistikler

(1) ve (2) No’lu model içerisinde kullanılan tüm değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri aşağıdaki gibidir:

Tablo 2. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

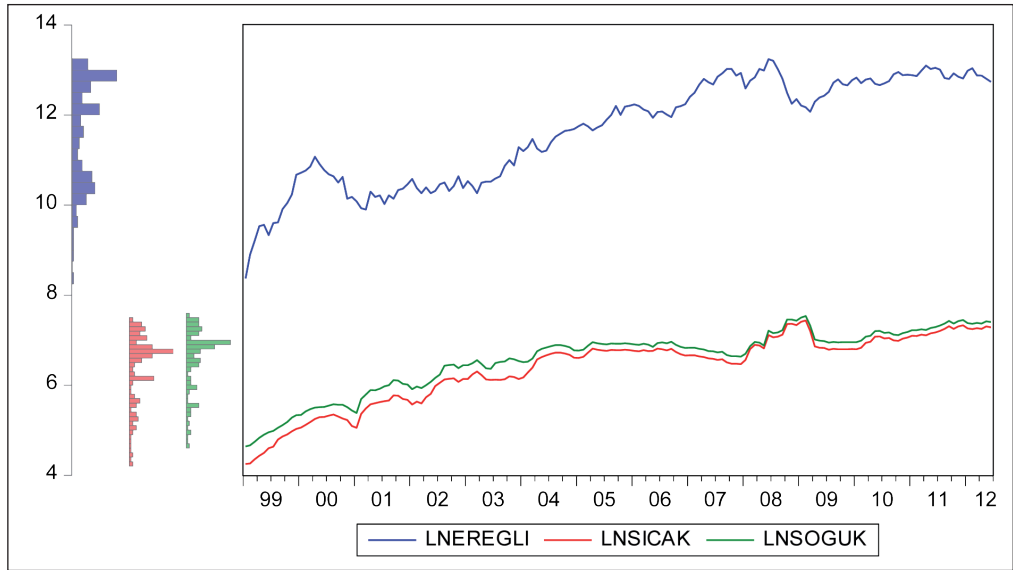
	LNREGLI	LNSICAK	LNSOGUK
Ortalama	11.64086	6.366469	6.569079
Ortanca	11.97727	6.662088	6.829142
En Yüksek	13.238	7.437206	7.532517
En Düşük	8.372721	4.246587	4.636052

Tablo 2 devamı

Standart Sapma	1.16098	0.77962	0.70273
Çarpıklık	-0.44491	-0.91497	-0.98888
Basıklık	2.006975	2.942466	3.103195
Jarque-Bera Deęeri	12.00061	22.62575	26.47495
Olasılık	0.002478	0.000012	0.000002
Toplam	1885.82	1031.368	1064.191
Sapmaların Kareleri Toplamı	217.0077	97.85696	79.5066
Gözlem Sayısı	162	162	162

Tanımlayıcı istatistiklerinin yer aldığı Tablo 2'ye göre hiçbir deęişkenin %5 anlamlılık düzeyi dikkate alındığında normal dağılmadığı gözlemlenmektedir.

Ereęli hisse senedinin fiyatları ve mamullerin fiyatlarının betimlendięi zaman çizelgesi ařağıdaki gibidir. Çizelgeye göre hisse senetlerinin veya mamullerin ekonomik krizlerin gözlemlendięi 2001 ve 2008'de belirgin bir deęer kaybına uğramadıkları gözlemlenmektedir:



Şekil 5. Deęişkenlerin Zaman Çizelgeleri

5.3. Duraęanlık Analizleri

Zaman serileri analizlerinde karşılaşılan sahte regresyon (Gujarati, 1999) sorunu ile karşılaşmamak adına deęişkenlerin birim kök testleri Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF) ve Phillips-Perron (PP) ve Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) ile gerçekleştirilmiştir. Bu testlerin sonuçları ařağıda (Tablo 3 ve Tablo 4) detaylı olarak verilmiştir.

Tablo 3. Birim Kök Testleri

	Düzye	Model	Augmented Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
			t-istatistiđi	Olasılık	Uyarlanmıř t-istatistiđi	Olasılık
LNREGLI	Seviye	Sabit Terimli	-3.042639	0.0332	-2.8941	0.0482
	Seviye	Sabit + Eđilim Katsayılı	-3.233901	0.0816	-3.50269	0.0424
	1. Fark	Sabit Terimli	-12.71703	0.0000	-12.713	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eđilim Katsayılı	-12.86526	0.0000	-12.8537	0.0000
LNSICAK	Seviye	Sabit Terimli	-2.52543	0.1114	-2.83952	0.0551
	Seviye	Sabit + Eđilim Katsayılı	-2.664931	0.2527	-2.8277	0.1896
	1. Fark	Sabit Terimli	-5.917635	0.0000	-9.21941	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eđilim Katsayılı	-6.14581	0.0000	-9.42292	0.0000
LNSOGUK	Seviye	Sabit Terimli	-2.625434	0.0901	-2.93509	0.0436
	Seviye	Sabit + Eđilim Katsayılı	-2.964537	0.1456	-2.80398	0.1981
	1. Fark	Sabit Terimli	-10.04084	0.0000	-10.048	0.0000
	1. Fark	Sabit + Eđilim Katsayılı	-5.18802	0.0002	-10.2412	0.0000

Tablo 4. Birim Kök Testleri (devam)

	Düzye	Model	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
			LM-istatistiđi	1%	5%
LNREGLI	Seviye	Sabit Terimli	1.487887	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eđilim Katsayılı	0.186973	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.297441	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eđilim Katsayılı	0.063176	0.216000	0.146000
LNSICAK	Seviye	Sabit Terimli	1.395420	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eđilim Katsayılı	0.325355	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.333250	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eđilim Katsayılı	0.051567	0.216000	0.146000
LNSOGUK	Seviye	Sabit Terimli	1.365102	0.739000	0.463000
	Seviye	Sabit + Eđilim Katsayılı	0.323644	0.216000	0.146000
	1. Fark	Sabit Terimli	0.366162	0.739000	0.463000
	1. Fark	Sabit + Eđilim Katsayılı	0.061334	0.216000	0.146000

Durađanlık analizleri ile ADF ve PP testleri sonucunda serilerin birim kök iđerdiđi düzye seviyeleri sonucunda serilerin birincil farkları alınmıř, KPSS testi ile de fark serilerinin kullanılması gerektiđi onaylanmıřtır.

Durađanlık analizine dair sonuçların %5 anlamlılık düzye temel alındıđında gerçekleřen nihai sonuçları ařađıdaki tabloda (Tablo 5) özetlenmiř ve deđiřkenler bundan sonra sadece birincil farkları ile kullanılmıřtır.

Tablo 5. Deęişkenlerin Bütünleşme Düzeyleri

	Model	Bütünleşme Düzeyi*
LNREGLI	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eğilim Katsayılı	I(1)
LNSICAK	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eğilim Katsayılı	I(1)
LNKSOGUK	Sabit Terimli	I(1)
	Sabit + Eğilim Katsayılı	I(1)

*Seriler için durağanlıkta %5 anlamlılık düzeyi kullanılmıştır.

5.4. Eşbütünleşim Analizi

Eşbütünleşim analizi, deęişkenlerin uzun dönemli birlikte hareketini belirlemesi açısından oldukça önemli bir analizdir. Bu çerçevede serilerin aynı seviyeden I(1) bütünleşik olmalarını temel alan Engle-Granger (1987) ikili eşbütünleşim testi gerçekleştirilmiştir. Burada Engle-Granger (1987) iki aşamalı olarak eşbütünleşim ilişkisini belirlemiştir, buna göre öncelikle seriler arasında EKK tahminleri gerçekleştirildikten sonra elde edilen kalıntılar ADF birim kök testinden geçirilmektedir. Buna göre eęer kalıntılar birim kök içermiyor ise seriler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşim ilişkisinin varlığı ortaya konmaktadır.

Engle-Granger eşbütünleşim analizine baęlı olarak baęımlı deęişkenin Ereęli hisse senetleri, baęımsız deęişkenlerin soęuk ve sıcak mamullerin fiyatları olduęu iki ayrı model (bknz. (1) No'lu model ve (2) No'lu model) kendi içlerinde sadece sabit terimli ve hem sabit terim hem de eğilim katsayılı olarak hesaplanmıştır ve gecikme deęeri tüm modeller için "2" olarak belirlenmiştir. Sonuçlarda yer alan tau-istatistięi serilerin EKK hesaplaması sonucunda elde edilen kalıntılarının birim kök içerdini öne süren H_0 hipotezi için kullanılmaktadır, eęer birim kök içermedięi belirlenirse serilerin bütünleşik oldukları varsayılmaktadır.

Tablo 6. (1) No'lu Modelin Sabit Terimli Eşbütünleşim Analizi

Baęımlı Deęişken	tau-istatistięi	Olasılık.*	z-istatistięi	Olasılık.*
D(LNREGLI)	-12.62546	0.0000	-154.9304	0.0000
Ara Sonuçlar				
		D(LNREGLI)		
Rho - 1		-0.96832		
Rho S.E.		0.076695		
Kalıntıların varyansı		0.02122		
Uzun dönem kalıntıların varyansı		0.02122		
Gecikme uzunluęu		0		
Gözlem sayısı		160		
Stokastik eğilimlerin sayısı**		2		

Deęişkenler: D(LNREGLI) D(LNSICAK), H_0 Hipotezi: Seriler eşbütünleşik deęildir.

Eşbütünleşim denklemi belirleyicileri: C

**MacKinnon (1996) olasılık deęerleri. **Asimptotik daęılımdaki stokastik eğilimlerin sayısı.*

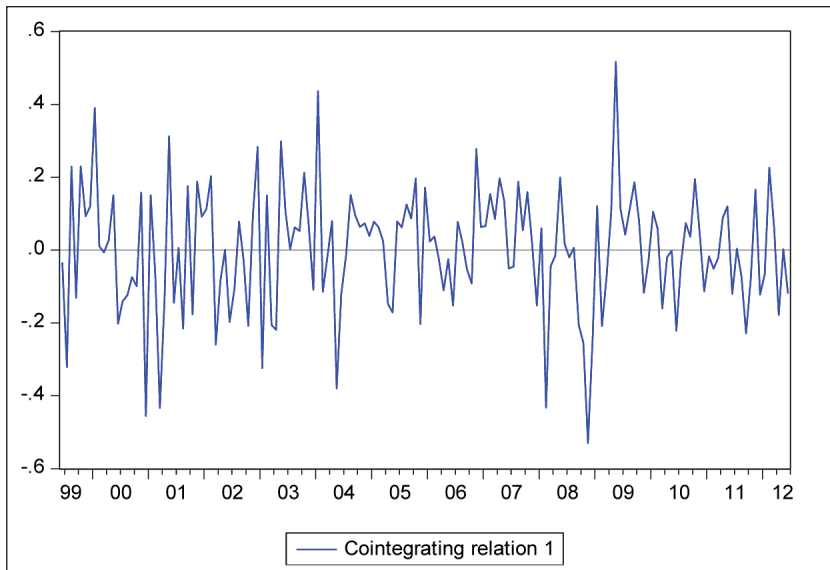
Tablo 7. (1) No'lu Modelin Eğilim Katsayılı Eşbütünleşim Analizi

Bağımlı Değişken	tau-istatistiği	Olasılık.*	z-istatistiği	Olasılık.*
D(LNEREGLI)	-12.84817	0.0000	-158.4695	0.0000
Ara Sonuçlar				
	D(LNEREGLI)			
Rho - 1		-0.99044		
Rho S.E.		0.077088		
Kalıntıların varyansı		0.020779		
Uzun dönem kalıntıların varyansı		0.020779		
Gecikme uzunluğu		0		
Gözlem sayısı		160		
Stokastik eğilimlerin sayısı**		2		

Değişkenler: D(LNEREGLI) D(LNSICAK), H_0 Hipotezi: Seriler eşbütünleşik değildir.

Eşbütünleşim denklemleri belirleyicileri: C @EĞİLİM

*MacKinnon (1996) olasılık değerleri. **Asimptotik dağılımdaki stokastik eğilimlerin sayısı.

**Şekil 6.** (1) No'lu Modelin Eşbütünleşim İlişkisi

Gerek (1) No'lu ana modelin sabit terimli Engle-Granger eşbütünleşim analizi, gerekse eğilim katsayılı eşbütünleşim analizi sonucunda Ereğli hisse senedi fiyatlarının sıcak mamul fiyatları ile %1 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşik olduğu belirlenmiştir. Bu doğrultudaki eşbütünleşim ilişkisi Şekil 6'da verilmektedir.

Tablo 8. (2) No'lu Modelin Sabit Terimli Eřbütnleřim Analizi

Bağımlı Deęiřken	tau-istatistięi	Olasılık.*	z-istatistięi	Olasılık.*
D(LNREGLI)	-12.75662	0.0000	-156.5193	0.0000
Ara Sonular				
		D(LNREGLI)		
Rho - 1		-0.97825		
Rho S.E.		0.076685		
Kalıntıların varyansı		0.021348		
Uzun dnem kalıntıların varyansı		0.021348		
Gecikme uzunluęu		0		
Gzlem sayısı		160		
Stokastik eęilimlerin sayısı**		2		

Series: D(LNREGLI) D(LNSOGUK), H_0 Hipotezi: Seriler eřbtnleřik deęildir
Eřbtnleřim denklemi belirleyicileri: C

*MacKinnon (1996) olasılık deęerleri. **Asimptotik daęılımdaki stokastik eęilimlerin sayısı.

Tablo 9. (2) No'lu Modelin Eęilim Katsayılı Eřbtnleřim Analizi

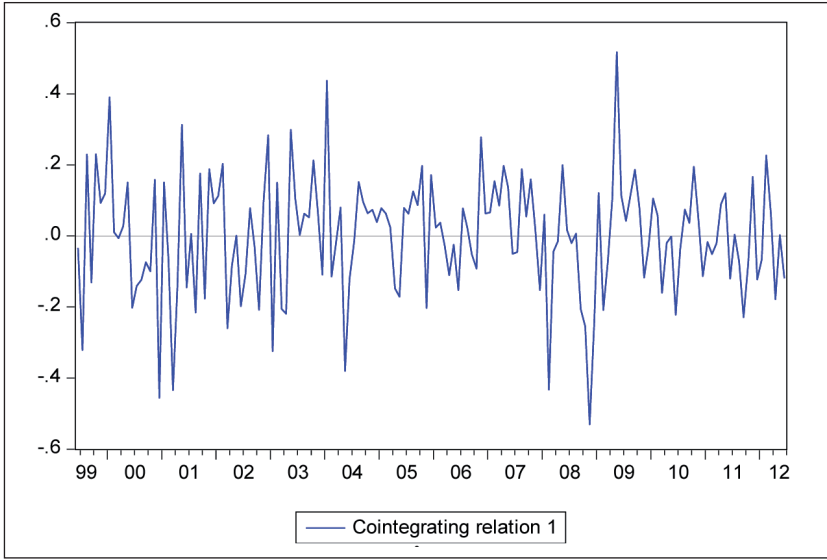
Bağımlı Deęiřken	tau-istatistięi	Olasılık.*	z-istatistięi	Olasılık.*
D(LNREGLI)	-13.00378	0.0000	-160.2930	0.0000
Ara Sonular				
		D(LNREGLI)		
Rho - 1		-1.00183		
Rho S.E.		0.077042		
Kalıntıların varyansı		0.02093		
Uzun dnem kalıntıların varyansı		0.02093		
Gecikme uzunluęu		0		
Gzlem sayısı		160		
Stokastik eęilimlerin sayısı**		2		

Deęiřkenler: D(LNREGLI) D(LNSOGUK), H_0 Hipotezi: Seriler eřbtnleřik deęildir
Eřbtnleřim denklemi belirleyicileri: C @EęİLİM

*MacKinnon (1996) olasılık deęerleri. **Asimptotik daęılımdaki stokastik eęilimlerin sayısı.

(2) No'lu modelin sabit terimli ve eęilim katsayılı modelleri sonucunda Ereęli Demir elik'in hisse senedi fiyatları ile soęuk mamul fiyatlarının bir eřbtnleřim iliřkisine sahip olduęu yapılan iki ařamalı Engle-Granger iki deęiřkenli eřbtnleřim analizi ile belirlenmiř ve bu eřbtnleřim iliřkisi řekil 7'de gsterilmiřtir.

Eřbtnleřim iliřkisine dair belirlenen modellerin katsayıları ise kısa dnem analizi olan hata dzeltme modelleri ierisinde belirlenmiřtir. Bu nedenle eřbtnleřim denklemleri Tablo 10'da verilmektedir.



Şekil 7. (2) No'lu Modelin Eşbütünleşim İlişkisi

5.5. Vektör Hata Düzeltme Modelleri

Eşbütünleşim analizi ile belirlenen uzun dönemli modeller, vektör hata düzeltme mekanizması ile kısa dönemli tahminler için de kullanılabilir. Uzun dönemli eşbütünleşim analizi ile elde edilen modeldeki kalıntılar (bir gecikmeli olarak), hata düzeltme modeli içine eklenerek, dinamik bir düzeltme mekanizması olarak çalışır ve kısa dönemli sapmaların düzeltilme oranını gösteren bir katsayı işlevi görür. Bu katsayı doğası gereği negatiftir (Gujarati, 1999). Dolayısıyla aşağıdaki hata düzeltme modelleri (1) ve (2) No'lu modeller için ayrı ayrı oluşturulmuş ve test edilmiş, gecikme uzunluğu ise "2" olarak alınmıştır.

$$\begin{aligned} \Delta^2 Lneregli_t = & EC_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 * \Delta^2 Lneregli_{t-1} + \beta_2 * \Delta^2 Lneregli_{t-2} + \\ & \beta_3 * \Delta^2 Lneregli_{t-3} + \beta_4 * \Delta^2 Lnsicak_{t-1} + \beta_5 * \Delta^2 Lnsicak_{t-2} + \\ & \beta_6 * \Delta^2 Lnsicak_{t-3} + \mu_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta_2 Lneregli_t = & EC_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 * \Delta^2 Lneregli_{t-1} + \beta_2 * \Delta^2 Lneregli_{t-2} + \\ & \beta_3 * \Delta^2 Lneregli_{t-3} + \beta_4 * \Delta^2 Lnsoguk_{t-1} + \beta_5 * \Delta^2 Lnsoguk_{t-2} + \\ & \beta_6 * \Delta^2 Lnsoguk_{t-3} + \zeta_t \end{aligned} \quad (4)$$

(3) ve (4) No'lu modellerde μ_t ve ζ_t eş-varyanslı (homoskedastic) hata terimlerini göstermektedir, durağanlaştırılmış seriler ise değişkenlerin ikincil farkları Δ^2 ile hata düzeltme modeline dahil edilmektedir.

Tablo 10. (3) ve (4) No'lu Modellerin Vektör Hata Düzeltme Sonuçları

Eşbütünleşim Denklemi {1}:	CointEq1	Eşbütünleşim Denklemi {2}:	CointEq1
D(LNREGLI(-1))	1.000000	D(LNREGLI(-1))	1.000000
D(LNSICAK(-1))	-0.886422**	D(LNSOGUK(-1))	-0.688618
	(0.32578)		(0.35296)
	[-2.72089]		[-1.95100]
C	-0.004655	C	-0.009498
HDM {3}:	D(LNREGLI,2)	HDM {4}:	D(LNREGLI,2)
CointEq1	-0.685568***	CointEq1	-0.750730***
	(0.13005)		(0.13775)
	[-5.27177]		[-5.44996]
D(LNREGLI(-1),2)	-0.318309*	D(LNREGLI(-1),2)	-0.274045
	(0.12116)		(0.12501)
	[-2.62721]		[-2.19226]
D(LNREGLI(-2),2)	-0.175555	D(LNREGLI(-2),2)	-0.147856
	(0.10623)		(0.10775)
	[-1.65256]		[-1.37227]
D(LNREGLI(-3),2)	-0.031986	D(LNREGLI(-3),2)	-0.002522
	(0.07746)		(0.07779)
	[-0.41295]		[-0.03242]
D(LNSICAK(-1),2)	-0.528409***	D(LNSOGUK(-1),2)	-0.532872***
	(0.17152)		(0.16758)
	[-3.08078]		[-3.17974]
D(LNSICAK(-2),2)	-0.153556	D(LNSOGUK(-2),2)	-0.120327
	(0.16855)		(0.17056)
	[-0.91106]		[-0.70547]
D(LNSICAK(-3),2)	-0.232287	D(LNSOGUK(-3),2)	-0.129018
	(0.15144)		(0.15277)
	[-1.53390]		[-0.84454]
C	-0.002083	C	-0.001802
	(0.01171)		(0.01163)
	[-0.17785]		[-0.15488]
R ²	0.530387	R ²	0.536669
Düzeltilmiş R ²	0.508325	Düzeltilmiş R ²	0.514902
Kalıntı Kareleri Toplamı	3.195305	Kalıntı Kareleri Toplamı	3.152563
Modelin Standart Hatası	0.146441	Modelin Standart Hatası	0.145458
F-istatistiği	24.04036	F-istatistiği	24.65488
Log olabilirlik değeri	82.94987	Log olabilirlik değeri	84.00701
Akaike Bilgi Kriteri	-0.954775	Akaike Bilgi Kriteri	-0.968242
Schwarz Bilgi Kriteri	-0.799043	Schwarz Bilgi Kriteri	-0.812510

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

(1) No'lu modelin eşbütünleşim denkleminin ise aşağıdaki gibi oluştuğu görülmektedir:

$$D(LNEREGLI) = 0.004655 + 0.886422 * D(LNSICAK)$$

Dolayısıyla uzun dönemde sıcak mamulün fiyatındaki değişimin, Ereğli Demir Çelik getirilerini pozitif etkilediği görülmektedir ve bu katsayı %5 seviyesinde anlamlıdır. Sıcak mamul fiyatının değişiminin %1 arttığı durumda, hisse senedinin değişiminin % 0.8 arttığı görülmektedir.

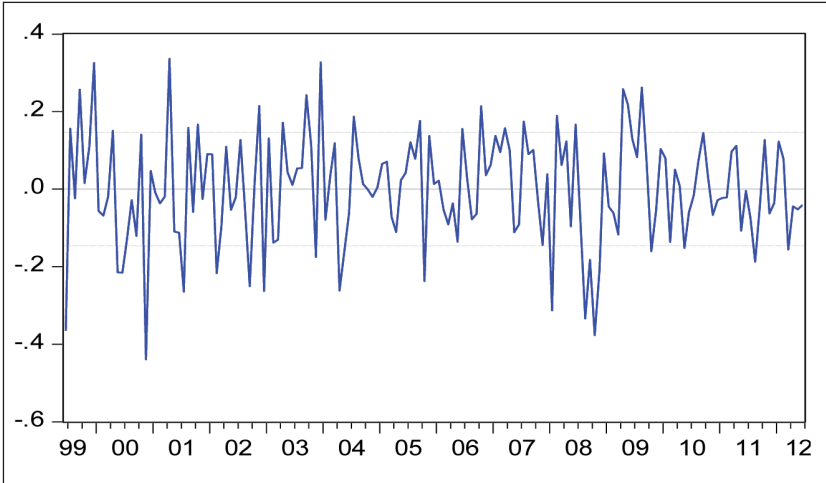
(2) No'lu modele ait eşbütünleşim denklemi ise aşağıdaki gibidir:

$$D(LNEREGLI) = 0.009498 + 0.688618 * D(LNSOGUK)$$

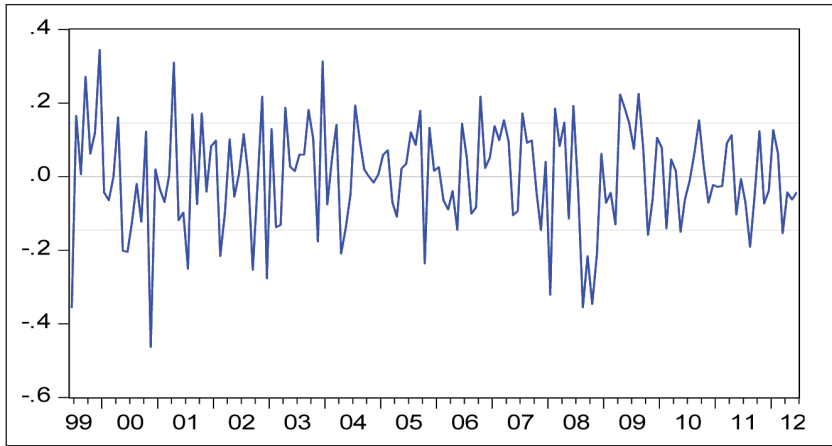
Ereğli'nin hisse senetleri fiyatlarının, sıcak mamul gibi soğuk mamul fiyatlarının değişiminden de pozitif etkilendiği görülmektedir ancak bu katsayı %5 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Hata düzeltme modelleri sonucunda (3) No'lu modelin uzun dönemden gelen sapmaların kısa dönemde %68'ünün düzeltildiğini, (4) No'lu model için ise bu oranın %75 olduğu görülmektedir, her iki katsayı da beklendiği gibi negatif ve %1 seviyesinde anlamlıdır. Bu modellerde sıcak ve soğuk mamullerin birinci ve ikinci gecikmelerinin Ereğli hisse senedinin getirilerine etkileri %5 seviyesinde anlamlıdır ve negatiftir.

Şekil 8 ve Şekil 9 içerisinde sırasıyla (3) No'lu HDM ve (4) No'lu HDM'nin kalıntı-zaman çizelgeleri verilmekte olup, bu kalıntılar için Portmanteau-Q ve Breusch-Gdofrey ardışık bağımlılık testleri ve White değişen varyans testleri yapılmış ve ayrıca HDM modelleri için varyans ayrıştırma sonuçları çıkarılmıştır.



Şekil 8. (3) No'lu HDM'nin Kalıntı-Zaman Çizelgesi



Şekil 9. (4) No'lu HDM'nin Kalıntı-Zaman Çizelgesi

Tablo 11. (3) No'lu HDM Portmanteau Ardışık-Bağımlılık Testi

Gecikme Sayısı	Q-İstatistiği	Olasılık	Düzeltilmiş Q-İstatistiği	Olasılık	Serbestlik Derecesi
1	0.223480	NA*	0.224912	NA*	NA*
2	2.640885	NA*	2.673510	NA*	NA*
3	3.917785	NA*	3.975285	NA*	NA*
4	4.743880	0.5771	4.822977	0.5667	6
5	14.80963	0.1392	15.21983	0.1243	10
6	24.35149	0.0415	25.14085	0.0332	14
7	29.75548	0.0399	30.79702	0.0304	18
8	31.45907	0.0871	32.59208	0.0678	22

H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardışık bağımlılık yoktur.

*Gecikme uzunluğunun HDM içine dahil edilmesinden dolayı tanımsızdır.

Tablo 12. (4) No'lu HDM Portmanteau Ardışık-Bağımlılık Testi

Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık	Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık
1	0.165378	NA*	0.166438	NA*	NA*
2	1.853217	NA*	1.876056	NA*	NA*
3	3.644054	NA*	3.701779	NA*	NA*
4	5.863142	0.4387	5.978882	0.4256	6
5	11.90623	0.2914	12.22075	0.2706	10
6	20.37484	0.1188	21.02587	0.1010	14
7	24.39543	0.1425	25.23409	0.1186	18
8	25.03946	0.2952	25.91270	0.2554	22

H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardışık bağımlılık yoktur

* Gecikme uzunluğunun HDM içine dahil edilmesinden dolayı tanımsızdır.

Tablo 13. (3) No'lu HDM, Breusch-Godfrey LM Ardışık-Bağımlılık Testi

Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık
1	5.347105	0.2535
2	14.41891	0.0561
3	5.710703	0.2218
4	2.859562	0.5816
5	11.21144	0.0243
6	9.759437	0.0447
7	5.677979	0.2245
8	1.741239	0.7832

H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardışık bağımlılık yoktur.

Tablo 14. (4) No'lu HDM, Breusch-Godfrey LM Ardışık-Bağımlılık Testi

Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık
1	7.610082	0.1070
2	13.33585	0.0597
3	7.480596	0.1126
4	4.138583	0.3876
5	6.419991	0.1699
6	8.667403	0.0700
7	4.132768	0.3883
8	0.660143	0.9562

H_0 : Belirlenen gecikme sayısına kadar ardışık bağımlılık yoktur.

Tablo 11 ve Tablo 12'de yer alan sırasıyla (3) ve (4) No'lu HDM'nin Portmanteau-Q istatistiğine ve Tablo 13 ve Tablo 14'de yer alan sırasıyla (3) ve (4) Breusch-Godfrey LM istatistiğine göre %1 seviyesinde ardışık bağımlılığın olmadığına dair belirlenen H_0 hipotezi reddedilemediğinden, (3) No'lu HDM ve (4) No'lu HDM'nin ardışık bağımlılık sorunu içermediği tespit edilmiştir.

Tablo 15. (3) No'lu HDM, Kalıntılar için White'in Değişen Varyans Testi

Bileşik Test:		
Ki-Kare Değeri	Serbestlik Derecesi	Olasılık
81.65589	42	0.0562

Değişen Varyans Testi: Yatay kesitler dahil. H_0 : Kalıntılar, değişen varyans sorunu içermemektedir.

Tablo 16. (4) No'lu HDM, Kalıntılar için White'in Değişen Varyans Testi

Bileşik Test:		
Chi-sq	df	Prob.
80.89244	42	0.0541

Değişen Varyans Testi: Yatay kesitler dahil. H_0 : Kalıntılar, değişen varyans sorunu içermemektedir.

White'in kalıntılar için deęişen varyans sorunun tespiti yapılan analizlerde, Tablo 15'e göre (3) No'lu HDM'nin ve Tablo 16'ya göre (4) No'lu HDM'nin %1 anlamlılık seviyesinde kalıntıların deęişen varyans sorunu içermediğine dair kurulan H_0 hipotezi reddedilemediğinden, kalıntıların eş-varyanslı olduđu belirlenmiştir.

5.6. Granger Nedensellik Testleri

Burada (1) ve (2) no'lu modellerde yer alan tüm deęişkenlerin ikili Granger nedensellik testleri yapılmış ve gecikme uzunluđu önceki analizlere paralel "2" olarak belirlenmiştir. Aşağıda Tablo 17 içerisinde bu sonuçlar yer almaktadır. Granger nedensellik analizleri sonucunda hisse senetlerindeki deęişimin ve mamullerin fiyatlarındaki deęişimle aralarında bir nedensellik ilişkisi olmadığı belirlenmişken, yalnızca sıcak mamul ve sođuk mamulün fiyatlarındaki deęişimlerin %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde birbirlerinin karşılıklı Granger nedeni olduđu belirlenmiştir.

$\Delta LNSICAK$	\Leftrightarrow	$\Delta LNSOGUK(.05)_x$
xNedenselliğın geçerli olduđu anlamlılık düzeyi () içerisinde belirtilmiştir		

Tablo 17. Granger Nedensellik Testleri

İkişerli Granger Nedensellik Testi			
H_0 Hipotezi:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNSICAK, LNEREGL'nin Granger Nedeni Değildir.	160	0.20840	0.8121
LNEREGL, LNSICAK'ın Granger Nedeni Değildir.		2.21079	0.1131
LNSOGUK, LNEREGL'nin Granger Nedeni Değildir.	160	0.30684	0.7362
LNEREGL,LNSOGUK'ın Granger Nedeni Değildir.		1.52518	0.2208
LNSOGUK, LNSICAK'ın Granger Nedeni Değildir.	160	3.10768	0.0475
LNSICAK, LNSOGUK'ın Granger Nedeni Değildir.		5.13556	0.0069

Gecikme Sayısı: 2

6. Sonuç

Demir çelik sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin üretim ve yatırım kararları demir çelik mamullerinin fiyat seyri ile yakından ilgilidir. Demir çelik sektörü; sürekli fiyat çevrimlerinin yaşandıđı, aşırı kapasitelere ve düşük pazar payına sahip pek çok şirketin faaliyet gösterdiđi krizlere karşı direncin düşük olduđu bir sektördür. Satış fiyatlarındaki deęişmeler, talepteki deęişmeler, girdi fiyatlarının yüksek olması gibi nedenler sektörde faaliyet gösteren şirketlerin faaliyet riskinin yüksek olmasına neden olmaktadır.

Bu çalışma içerisinde Eređli Demir Çelik Sanayi'ne ait hisse senetlerinin, üretilen iki ana mamulün fiyat deęişimleri ile olan ilişkisini ortaya çıkarabilmek amacıyla uygulamalı analizler gerçekleştirilmiştir. Bu doğrultuda sırasıyla birim kök, eşbütünleşim, hata düzeltme modelleri ve nedensellik analizleri gerçekleştirilmiştir.

Birim kök testleri sonucunda mamul fiyatları ve hisse senedi fiyatlarının sadece birincil farkları birim kök içermediğinden bu deęişkenlerin birincil farkları ile gerçekleştirilen analizlerde gerek sadece sabit terimli gerekse bir eğilim katsayısının ilave edildiđi modellerle hisse senedi getirileri ve mamul fiyatları arasında uzun dönemli bir eşbütünleşim ilişkisinin olduđu belirlenmiştir.

Nihayetinde mamul fiyatlarındaki yükselmenin uzun dönemde hisse senedi getirilerine olumlu yönde bir katkısı olduğu bulunmuştur. Uzun dönemde yaşanan fiyat değişimleri demir çelik ürünlerine olan talep değişimlerinden kaynaklandığından elde edilen sonuçlar ekonomik beklentilerle uyumludur.

Kısa dönemli ilişkinin irdelendiği hata düzeltme modellerinde ise bu modellerin gereği olarak alınan bağımsız değişkenlerin (mamul fiyatları) ikincil farklarının bir ve iki gecikmelerinin getiriler üzerinde olumsuz yönde etkisinin olduğu belirlenmiştir. Ayrıca bu modellerdeki kısa dönem düzeltmesi için kullanılan hata düzeltme katsayıları da beklenildiği gibi negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu durum, demir çelik mamul fiyatları artarken paralel olarak girdi maliyetlerinde artışlar yaşanmasından kaynaklanıyor olabilir. Dolar cinsinden oluşan girdi fiyatları kurdaki dalgalanmalara ve mamule fiyatlarındaki değişime paralel olarak hareket etmektedir. Dolayısıyla 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 bahsedildiği üzere mamul fiyatlarındaki artışlara paralel ilgili şirketlerin hisse senedi getirilerinde bir artış beklemeleri mümkündür.

Çalışmanın son aşamasında gerçekleştirilen Granger nedenselliği analizlerinde ise hisse senedi getirileri ile sıcak ve soğuk mamullerin fiyatları arasında nedensellik bağlamında karşılıklı veya tek yönlü bir nedenselliğin olmadığı sonucuna varılmış, burada sadece sıcak ve soğuk mamullerin fiyatlarının birbirlerini karşılıklı etkilediği görülmüştür.

Mamul fiyatlarıyla hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri inceleyen çok sayıda çalışma bulunmasına rağmen bu araştırma fiyat hareketlerinin önemli olduğu demir çelik sektörünü inceleyerek literatüre önemli katkı sağlamaktadır. Ayrıca çalışma aşırı yatırımın önemli bir sorun olduğu sektörde yöneticilerin büyüme kararlarını doğru bir zemine dayandırmaları açısından önemli perspektif sunmaktadır.

Kaynakça

- Akgüç, Ö. (1998). Finansal Yönetim. İstanbul: Muhasebe Enstitüsü Yayınları.
- Akman, E. (2007). Dünya’da ve Türkiye’de Demir Çelik Sektörü ve Türk Demir Çelik Sektörünün Rekabet Gücü. Zonguldak: Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Aydın, N., Başar, M., Coşkun, M. (2010). Finansal Yönetim. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Breusch, T. S., A. R. Pagan (1979). “A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, 48, 1287–1294.
- Delatte, A.-L., & Lopez, C. (2012). Commodity and Equity Markets: Some Stylized Facts for A Capula Approach. IFABS.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431.
- Engle, R. and Granger, C. W. J. (1987). «Cointegration and Error Correction: Representation, estimate, and testing», *Econometrica*, 55, 251–276.
- 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.

- Güler, S., Tunç, R., & Çağatay, O. (2010). Petrol Fiyat Riski ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi: Türkiye'de Enerji Sektörü Üzerinde Bir Uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 297-315.
- Heaton, C., Milunovic, G., & Silva, A. P.-D. (2011). International Commodity Prices and Australian Stock Market. *The Economic Record*, 37-44.
- Innace, J. (2006). The Steel Game 2006; Odds, Bets and Jackpots. Tapma Port Steel Conference. World Steel Dynamics.
- Koca, M. A. (2008). Türk Demir Çelik Sanayi İçin Strateji Önerileri Bütünleşme ve Ortak Girdi Temini. Ankara: Devlet Planlama Teşkilatı.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, 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. and Box, G. E. P. (1978). «On a measure of lack of fit in time series models.» *Biometrika* 65 (1978): 297–303.
- Mackinnon, James G., Alfred A. Haug, and Leo Michelis (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Nangolo, C., and Musingwini, C. (2011). Empirical correlation of mineral commodity prices with exchange-traded mining stock prices. *The Journal of The Southern African Institute of Mining and Metallurgy*, 459-468.
- Phillips, P.C.B and P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, 335–346
- Sadorsky, P. (1999). Oil Price Shocks and Stock Market Activity. *Energy Economics*, 449-469.
- The World Bank. (2012). World Data Bank. <http://databank.worldbank.org> adresinden alınmıştır
- TOBB. (2012). Türkiye Demir ve Demir Dışı 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. Brussels: World Steel Association.
- Zapata, H. O., & Hanabuchi, J. D. (2012). Historical Performance of Commodity and Stock Markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, s. 339-357.

