

## SERMAYE PİYASALARI VE MAKROEKONOMİK GÖRÜNÜM: İHRACATÇI ŐİRKETLER ÜZERİNE BİR ANALİZ\*

### CAPITAL MARKETS AND MACROECONOMIC OUTLOOK: AN ANALYSIS ON EXPORTER COMPANIES

Emrullah Furkan GÜN\*\*   
Ebru YÜKSEL HALİLOĐLU\*\*\* 

#### Öz

Bu alıřmada ihracatı Őirketlerin hisse senedi fiyat performanslarını yansıtan TİM İhracat Endeksi'nin (TIMEX) makroekonomik deėiřkenler ile olan iliřkisi arařtırılmıřtır. 2013:2-2019:1 arasındaki dnemi kapsayan ve aylık bazda veriler kullanılarak yapılan alıřmada, TIMEX ile faiz oranı, enflasyon, dviz kuru, sanayi retimi ve ihracat miktarı arasındaki uzun dnemli iliřki incelenmiřtir. ARDL (Autoregressive Distributed Lag) sınır testi yntemiyle yapılan eřbtnleřme testine gre TIMEX ile ihracat miktarı, faiz oranı, ABD Doları/TL dviz kuru ve sanayi retim endeksi arasında uzun dnemli iliřki tespit edilmiřtir. Uzun vadeli dengede meydana gelen sapmaların %48'inin bir dnemlik sre ierisinde dzeldiėi, modelin hızlı bir uyarlama srecine sahip olduėu sonucuna ulařılmıřtır. Ayrıca, TIMEX'ten sanayi retim endeksine doėru tek ynl Granger nedensellik tespit edilmiřtir. Buna gre TIMEX'in sanayi retiminin nc gstergesi olarak izlenebileceėi deėerlendirilmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** ARDL, BİST, Eřbtnleřme, Granger Nedensellik, TIMEX

**JEL Kodları:** C32, E44, G17

#### Abstract

TIMEX is an index, which tracks the stock exchange performance of Turkish exporter companies. This study evaluates the relationship between TIMEX and the macroeconomic variables—i.e. interest rate,

\* Bu alıřma, Emrullah Furkan GÜN'n TOBB Ekonomi ve Teknoloji niversitesi Sosyal Bilimler Enstits'nde 2019 yılında hazırlanan "İhracatı Őirketlerin Menkul Kıymetler Borsa Performanslarının Deėerlendirilmesi: Trkiye İhracatlar Meclisi İhracat Endeksi (TIMEX) zerine Bir Analiz" isimli yksek lisans tezinden tretilmiřtir.

\*\* E-Mail: gun.furkan@yahoo.com, ORCID: 0000-0002-9942-0093

\*\*\* Do. Dr. Gazi niversitesi, Mhendislik Fakltesi, Endstri Mhendisliėi Blm, E-Mail: ebruyuksel@gazi.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8267-0339

inflation, exchange rate, industrial production, and export volume using monthly data from 2013:2 to 2019:1. First, an ARDL bound model is employed to conduct a cointegration analysis among all of the included variables. The results indicate a cointegration relationship between the TIMEX and the interest rate, export volume, industrial production and US Dollar/TL exchange rate, in the long-term. Our model also showed a rapid speed of adjustment in the long-term analysis where 48% of the deviation from the equilibrium is corrected within a one-month period. Moreover, we found that TIMEX Granger causes the industrial production index, which means that TIMEX can be used as a leading indicator to track industrial production.

**Keywords:** ARDL, BIST, Cointegration, Granger Causality, TIMEX

**JEL Codes:** C32, E44, G17

## Giriş

Hisse senedi fiyatı davranışlarının incelenmesi, finans literatüründe en sık çalışılan konuların başında gelmektedir. Fiyat seviyesi ile ilişki içerisinde olan faktörlerin belirlenmesi ve fiyat hareketlerinin öngörülebilmesi üzerine birçok çalışmanın yapıldığı görülmektedir (örneğin, Fama, 1981: 545-565; Chen, Roll ve Ross, 1986: 383-403; Muradoglu, Taskin ve Bigan, 2000: 33-53; Caporale, Hunter ve Ali, 2014: 87-103; Weng, Martinez, Tsai, Li, Lu, Barth ve Megahed, 2018: 685-697). Söz konusu fiyat hareketlerinin açıklanabilmesi adına en çok üzerinde durulan ve hisse hareketleriyle ilişkilendirilmeye çalışılan kavramların başında ise hisse senedi fiyatlarının temelleri olarak nitelendirilen makroekonomik değişkenler gelmektedir (Ansotegui ve Esteban, 2002: 843).

Hisse senedi fiyatlarının makroekonomik değişkenler ile açıklanmaya çalışılmasının temelinde tarihsel olarak birkaç farklı neden bulunmaktadır. Williams (1938: 21) tarafından ortaya konulan “indirgenmiş nakit akışları varlık fiyatlama modeli”, hisse senetlerinin enflasyon karşısında korunma görevini test eden “geleneksel enflasyondan korunma teorisi” (Dulan, 1948: 231), Fama (1970: 413-416) tarafından geliştirilen “etkin piyasalar hipotezi” ve “parasal aktarım mekanizması” (Mishkin, 2004: 603-629) gibi yaklaşımların bu alanda yapılan birçok çalışmaya rehberlik ettiği görülmektedir.

Farklı çalışmalarda farklı anlamlılık düzeyleri ve ilişki yönlerine sahip çok sayıda makroekonomik değişken modellere dâhil edilmekle birlikte en sık kullanılan değişkenlerin reel ekonomik aktivite, para arzı, faiz oranı, enflasyon, döviz kuru ve dış ticaret rakamları olduğu görülmektedir. İşsizlik, tasarruf oranları, uluslararası doğrudan yatırımlar, petrol fiyatları, bütçe dengesi, tüketici güven endeksi gibi değişkenler de kullanılmakla birlikte yaygın olarak tercih edilmemektedirler (Kotha ve Sahu 2016: 1082).

Hisse senedi fiyatı davranışları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırıldığı literatüre bakıldığında, araştırmaya konu edilen değişkenlerin, üzerinde çalışılan borsaların ve ülkelerin veya kullanılan analiz yöntemlerinin oldukça çeşitli olduğu görülmektedir. Tablo 1’de bu kapsamda yapılan bazı çalışmalar sunulmaktadır.

**Tablo 1. Literatürde Yapılan alıřmalar**

Yazar/Yıl	Dönem	Borsa/ Endeks	Makro Deęiřkenler	Yöntem	Temel Bulgular
Bodie (1976)	1953-1972	New York	Enflasyon	Standart doęrusal regresyon	Hisse senedi getirileri ve enflasyon arasında negatif iliřki
Thornton (1993)	1963-1999	Londra	GSYH Para arzı	Granger nedensellik testi	Hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doęru tek taraflı, para arzı ve hisse senedi fiyatları arasında çift taraflı nedensellik
Serletis (1993)	1970-1988	S&P Kompozit Endeksi	Para arzı	Engle-Granger ve Johansen eřbütünleřme testi	İliřki yok
Mukherjee ve Naka (1995)	1971-1990	Tokyo Borsa Endeksi	Sanayi üretimi Para arzı Döviz kuru Enflasyon Kısa v. faiz Uzun v. faiz	Johansen eřbütünleřme testi	Endeks ile reel ekonomik aktivite, para arzı, döviz kuru ve kısa vadeli faiz oranları arasında pozitif, enflasyon ve uzun dönemli faiz oranları arasında negatif iliřki
Durukan (1999)	1986-1998	İMKB100	Faiz oranı Sanayi üretimi Döviz kuru Para arzı Enflasyon	Adımsal regresyon	İMKB100 ile faiz oranı arasında negatif, sanayi üretimi arasında pozitif iliřki
Nieh ve Lee (2001)	1993-1996	G-7 Ülkeleri	Döviz kurları	Engle-Granger ve Johansen eřbütünleřme testi	İliřki yok
Altay (2003)	1988-2002	DAX100 İMKB100	Enflasyon İhracat miktarı İthalat miktarı Döviz kuru Sanayi üretimi Faiz oranı	Arbitraj fiyat-lama modeli faktör analizi	Almanya'da beklenmeyen faiz ve enflasyon oranı ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı bir iliřki, Türkiye için iliřki yok
Dritsaki-Bargoita ve Dritsaki (2004)	1988-2003	Yunanistan	Sanayi üretimi Faiz oranı Enflasyon	Johansen eřbütünleřme testi Granger nedensellik testi	Hisse senedi fiyatları ile sanayi üretimi arasında pozitif, faiz ve enflasyon arasında ise negatif bir iliřki, borsa endeksi ve sanayi üretimi arasında çift yönlü, enflasyon ve faiz oranlarından hisse senetlerine tek yönlü bir nedensellik
Maysami, Howe ve Rahmat (2004)	1989-2001	Singapur	Para arzı Faiz oranı TÜFE Sanayi üretimi Döviz kuru	Johansen eřbütünleřme testi	Finans endeksi ile TÜFE ve kısa vadeli faiz oranı arasında pozitif, döviz kuru ve uzun vadeli faiz oranları arasında negatif, emlak endeksi ile TÜFE, kısa vadeli faiz oranı, para arzı ve sanayi üretimi arasında pozitif, döviz kuru ve uzun vadeli faiz oranı arasında negatif, otel endeksi ile sanayi üretimi ve döviz kuru arasında pozitif, TÜFE arasında negatif iliřki
Yusof ve Majid (2007)	1999-2006	Malezya	Sanayi üretimi Para arzı Reel d. kuru Faiz oranı Fed faiz oranı	ARDL eřbütünleřme testi	Malezya borsa endeksi ile para arzı, FED faiz oranı ve sanayi üretimi arasında pozitif, reel efektif kur arasında negatif bir iliřki

Özer, Kaya ve Özer (2011)	1996-2009	İMKB100	Dış ticaret dengesi Sanayi üretimi Faiz oranı Para arzı Altın fiyatları Döviz kuru TÜFE	İkili Johansen eş-bütünleşme testi Granger nedensellik testi	Endeks ile faiz oranı ve dış ticaret dengesi arasında negatif, TÜFE, altın, para arzı ve sanayi üretim arasında pozitif ilişki, enflasyon, dış ticaret dengesi ve faiz oranından BIST 100 endeksine doğru, endeksten para arzı, sanayi üretimi ve altın fiyatına doğru nedensellik
Lin (2012)	1986-2010	Gelişen Asya Ülkeleri	Döviz kurları	ARDL eşbütünleşme testi Granger nedensellik testi	Kriz dönemlerinde hisse senedi endeksleri ve döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisi, genellikle hisse piyasasından döviz kuruna doğru bir nedensellik, sakin geçen dönemlerde zayıflayan nedensellik, kriz dönemlerinde daha da güçlenen nedensellik
Coşkun, Kiracı ve Muhammed (2016)	2005-2015	BIST100	İhracat İthalat Faiz oranı Döviz kuru Sanayi üretimi Altın fiyatları	Granger nedensellik testi	Döviz kurundan BIST100 endeksine, BIST100 endeksinden ihracat, ithalat ve sanayi üretimine doğru nedensellik
Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018)	2011-2016	BIST100 ve 23 sektör endeksi	Döviz kurları	ARDL eşbütünleşme testi Toda-Yamamoto nedensellik testi	Döviz kurları ile tekstil deri, ticaret ve teknoloji endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisi, Genel olarak döviz kurlarından endekslere doğru nedensellik

Bu alanda ortaya konulan çalışmaların büyük çoğunluğunun hisse senedi piyasalarının ortalama performanslarını yansıtan Standard & Poor's (S&P) 500, Borsa İstanbul (BIST) 100 gibi bileşik endeksler üzerine yapıldığı görülmektedir. Ancak, Ta ve Teo (1985: 33-39), Maysami, Howe ve Rahmat (2004: 47-77) ve Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018: 8-28) gibi sektörel ayrıma gidilerek yapılan çalışmalarda farklı endeksler için farklı sonuçlar ortaya çıktığı gözlenmektedir. Özellikle sektörlerin faiz ve dış ticarete olan hassasiyetlerine göre faiz, dış ticaret ve döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin büyüklüğünün ve yönünün değişebildiği görülmektedir. Bu noktada, bileşik endekslerden ziyade farklı özelliklere göre hesaplanan endekslerin makroekonomik değişkenler ile ilişkisinin ortaya konulmasının daha anlamlı sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

Bu kapsamda, Türkiye İhracatçılar Meclisi (TİM) ve BIST işbirliğinde hazırlanan TİM İhracat Endeksi (TIMEX), ihracatçı firmaların borsadaki hisse senedi fiyatlarının genel eğiliminin ortaya konulması açısından iyi bir gösterge olarak değerlendirilmektedir. TIMEX, fiili dolaşımdaki paylarının piyasa değeri 50 milyon TL'nin üzerinde olan ve TİM İlk 1000 Listesi'nde yer alan şirketlerden oluşmaktadır. Endeks, çalışmanın yapıldığı dönem itibarıyla 55 ihracatçı şirketi kapsamaktadır (TİM, 2019).

Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasında yapılan akademik çalışmaların çoğunluğunun bileşik endeksler, bir kısmının ise sektörel endeksler üzerine yapıldığı görülmektedir. Ancak, bu çalışma, diğerlerinden farklı olarak sektör ayrımı gözetmeksizin ihracatçı şirketleri bir araya getiren TIMEX üzerine yapılmaktadır. Bu sayede, spesifik olarak ihracatçı şirketlerin hisse senedi fiyatlarının makroekonomik değişkenlerle ilişkisine ışık tutulması ve literatüre katkı sunulması beklenmektedir.

Bu alanda yapılan birok alıřmada, ihracat ile borsa endeksi arasındaki iliřki dvız kuru zerinden deęerlendirilmektedir. İhracat rnlerine olan talebin fiyat esneklięi yksek olan lkeler, kurdaki deęer kaybı sonucu avantajlı konuma gemekte ve řirketlerinin karlılıkları artmaktadır. zellikle geleneksel dvız kuru yaklařımının bir sonucu olarak ihracatın payının yksek olduęu ekonomilerde dvız kurunda yařanan deęiřimlerin ekonomik performansa ve hisse senedi fiyatlarına doęrudan yansıtacağı dřnlmektedir (Kırbař-Kasman, 2006: 92). Dnya Bankası 2018 yılı verilerine gre, mal ve hizmet ihracatının GSYH'ye oranı sıralamasında, Trkiye %29,6 ile 169 lke arasında 114. sırada yer almaktadır (World Bank, 2020). Bu yzden, greceli olarak ihracat yoęun bir ekonomi modeli olmayan Trkiye'de, bileřik endeks zerine yapılan alıřmalarda, geleneksel yaklařıma uygun olmayan sonular ile karřılařılmaktadır (Altay, 2003: 26; Turan, 2011: 105-106). Ancak bu alıřma sayesinde, ihracat ile borsa endeksi arasındaki iliřkinin sadece ihracat řirketler zerinden, doęrudan ihracat verileri de modele dhil edilerek analiz edilmesi amalanmaktadır.

Bu alıřmada, literatrde borsa endekslerinin en nemli belirleyicileri olarak kullanılan dvız kuru, faiz oranı, enflasyon, reel ekonomik aktivite ve endeks ile doęrudan iliřkili olduęu dřnlen ihracat miktarı gibi makroekonomik deęiřkenler ile TIMEX arasındaki iliřkinin arařtırılması amalanmaktadır. Literatrde, birok endeks ile dvız kuru, faiz oranı, enflasyon ve reel ekonomik aktivite arasında anlamlı iliřkiler ortaya konulurken, dıř ticaret verileri ile bylesi bir iliřkinin oęunlukla ortaya konulamadıęı grlmektedir (Gan, Lee, Au Yong ve Zhang, 2006: 92). Ancak bu alıřma, sadece ihracat řirketleri kapsamından dolayı TIMEX ile ihracat arasında anlamlı bir iliřki kurulabileceęi hipotezini savunmaktadır.

Sz konusu makroekonomik deęiřkenler ve endeks arasındaki iliřki iki farklı aıdan deęerlendirilmeye alıřılacaktır. Zaman serilerinin uzun vadeli eřbtnleřme durumlarını analiz edebilmek iin Pesaran, Shin ve Smith (2001: 296-304) tarafından geliřtirilen gecikmesi daęıtılmıř otoregresif (ARDL) sınır testi yaklařımı kullanılacaktır. Ayrıca, uzun vadeli ortak hareketin yanında deęiřkenler arasındaki iliřkinin ynn tayin edebilmek adına vektr otoregresyon (VAR) tabanlı Granger (1969: 424-438) nedensellik testi uygulanacaktır.

alıřmanın bundan sonraki blmnde kullanılan veri seti ve izlenecek olan analiz yntemi anlatılmaktadır. Bulgular blmnde yapılan analizlerin sonuları ortaya konulmaktadır. Sonu ve deęerlendirme kısmında ise ortaya ıkan sonular tartıřılmakta, literatrdeki alıřmalar ile karřılařtırılmakta ve politika nerileri sunulmaktadır.

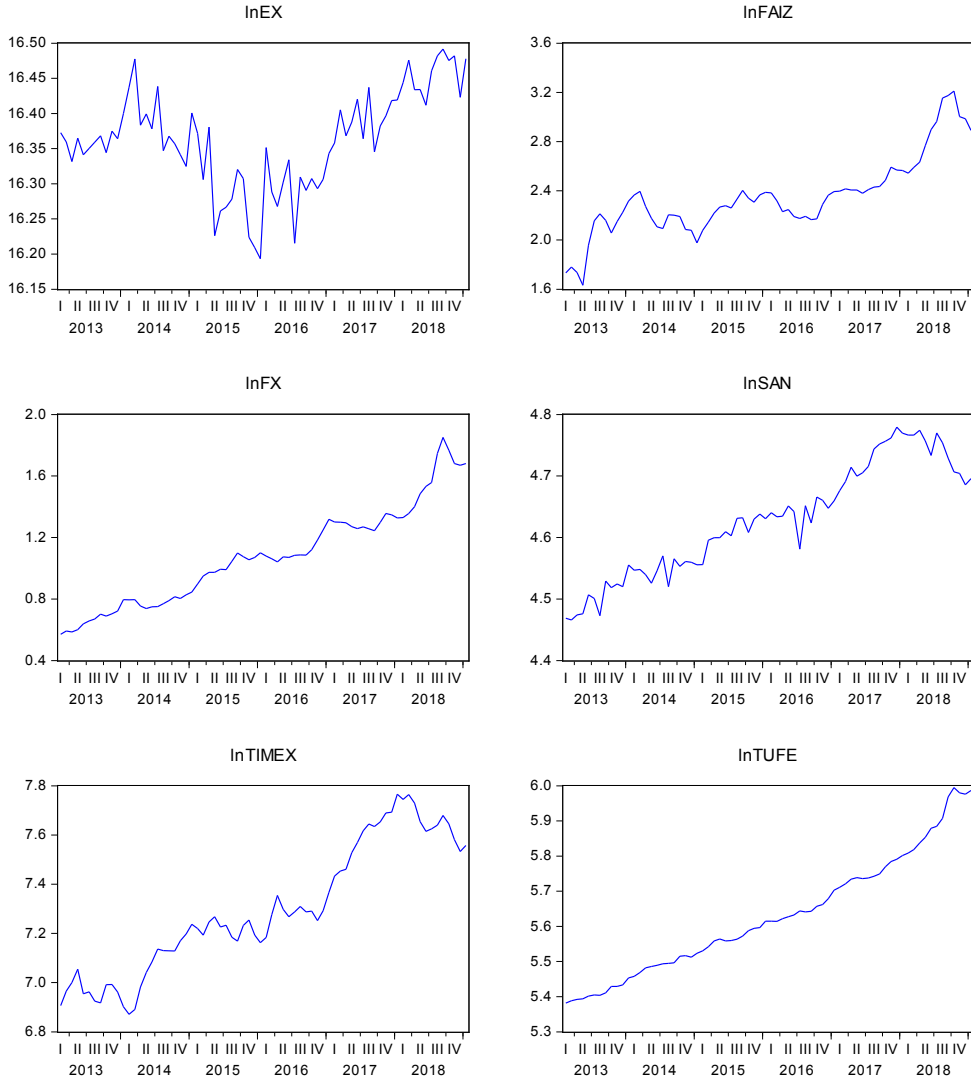
## 1. Veri ve Metodoloji

řubat 2013-Ocak 2019 tarihleri arasındaki 72 aylık veri setini kapsayan bu alıřmada yer alan deęiřkenler ve veri kaynakları Tablo 2'de gsterilmektedir. Bu alıřmada yapılan analizlerde Gretl ve EViews 9.0 ekonometri paket programlarından yararlanılmıřtır. Tm seriler doęal logaritması alınarak analize dahil edilmiřlerdir.

**Tablo 2.** Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişken Kodu	Değişken Adı	Kaynak
TIMEX	TİM İhracat Endeksi	Borsa İstanbul
EX	Mevsim ve Takvim Etkisinden Arındırılmış İhracat Miktarı	TÜİK
FX	ABD Doları/TL Alış Kuru	TCMB EVDS
FAIZ	Gösterge Tahvil Faizi	Refinitiv Eikon
SAN	Mevsim ve Takvim Etkisinden Arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi	TÜİK
TUFE	Tüketici Fiyat Endeksi	TÜİK

Doğal logaritmik dönüşümleri yapılmış zaman serilerine ait grafikler Şekil 1'de gösterilmektedir.

**Şekil 1.** Değişkenlerin Logaritmik Dönüşüm Sonrası Grafikleri

Bu alıřmada, TIMEX ile makroekonomik deęiřkenler arasındaki uzun vadeli iliřkinin analiz edilmesi iin eřbütünleřme testi kullanılacaktır. Engle-Granger (1987: 253-254) ve Johansen (1988: 231-254) tarafından geliřtirilen eřbütünleřme testlerinde serilerin aynı dereceden bütünüřik [I(x)] olması gerekmektedir (Yusof ve Majid, 2007: 455). Pesaran vd. (2001: 296-304) tarafından geliřtirilen ARDL sınır testi yaklařımı ise eřbütünleřme testinde söz konusu kısıtı ortadan kaldırmaktadır. Bu yöntemle, veriler I(1) ya da I(0) olduęuna bakılmaksızın analizde kullanılabilir.

ARDL sınır testi yaklařımının benimseneceęi bu alıřmada, deęiřkenler arasındaki iliřkiyi incelemek iin kullanılacak olan doęrusal tahmin denklemi (1) numaralı denklemde yer almaktadır.

$$\ln TIMEX_t = \mu + a_1 \ln EX_t + a_2 \ln FX_t + a_3 \ln FAIZ_t + a_4 \ln SAN_t + a_5 \ln TUF E_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklemde lnTIMEX TIMEX endeksini, lnEX ihracat miktarını, lnFX ABD Doları/TL döviz kurunu, lnFAIZ gösterge tahvil faizini, lnSAN sanayi üretim endeksini, lnTUF E tüketici fiyat endeksini,  $\mu$  sabit terimi,  $\varepsilon_t$  ise hata terimini temsil etmektedir.

### 1.1. ARDL Sınır Testi Yaklařımı

Sınır testinde kullanılacak olan kısıtsız hata düzeltme modeli, (2) numaralı denklemdeki ARDL model üzerinden türetilmektedir.

$$\ln Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} X_{3,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} X_{4,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} X_{5,t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Bu model üzerinden türetilcek olan kısıtsız hata düzeltme modeli ile sınır testi yapılmakta ve eřbütünleřme iliřkisi tespit edilebilmektedir. Ancak bu ařamadan önce ARDL modelinin uygunluęunun tespiti amacıyla bazı tanı ve kararlılık testlerinin uygulanması gerekmektedir. Bu kapsamda tahmin edilen modelde ortaya ıkan kalıntı deęerlerine Jarque Bera (1980: 256-258) normallik, Durbin-Watson (DW) (1950: 409-428) otokorelasyon, ve Breusch-Pagan-Godfrey deęiřen varyanslılık testleri uygulanmaktadır (Breusch ve Pagan, 1979: 1287-1294). Ayrıca katsayıların kararlılıęının tespiti iin CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulanmaktadır (Brown, Durbin ve Evans, 1975: 149-192). Son olarak ise model kurma hatasının tespiti amacıyla Ramsey (1969: 350-371) tarafından geliřtirilen regresyon denklemi spesifikasyon hatası testi (RESET) uygulanmaktadır.

Söz konusu testlerle modelin uygunluęunun tespit edilmesinin ardından sınır testi ile eřbütünleřme iliřkisinin belirlenmesi amacıyla (3) numaralı denklemde gösterilen kısıtsız hata düzeltme modeli kurulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta X_{3,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta \ln X_{4,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} \Delta X_{5,t-i} + \lambda_0 Y_{t-1} + \lambda_1 X_{1,t-1} + \lambda_2 X_{2,t-1} + \lambda_3 X_{3,t-1} + \lambda_4 X_{4,t-1} + \lambda_5 X_{5,t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Bu modelde deęiřkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli iliřki birlikte gösterilmektedir. (3) numaralı denklemde verilen kısıtsız hata düzeltme modelinde  $Y_t$ , bağımlı deęiřkeni  $X_{1,t}$ ,  $X_{2,t}$ ,  $X_{3,t}$ ,  $X_{4,t}$ ,  $X_{5,t}$  bağımsız deęiřkenleri,  $\varepsilon_t$  ise hata terimini göstermektedir.  $a_i$  katsayıları kısa dönemli iliřkiyi gösterirken

$\lambda_i$  katsayıları uzun dönemli ilişkiyi ortaya koymaktadır. Kısıtsız hata düzeltme modeli, sınır testine tabi tutularak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmektedir.

Sınır testinde eşbütünleşmenin test edilebilmesi için kısıtsız hata düzeltme modelindeki uzun vadeli ilişkiyi gösteren bağımsız değişkenlerin katsayılarının tamamının 0'a eşit olduğu hipotezi test edilmektedir. Hipotezin kabul edilmesi, değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını, reddedilmesi ise eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipotez ile eşbütünleşmenin varlığını gösteren alternatif hipotez sırasıyla (4) ve (5) numaralı denklemlerde gösterilmektedir.

$$H_0: \lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0 \quad (4)$$

$$H_1: \lambda_0 \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0 \text{ (en az birisi)} \quad (5)$$

$H_0$  hipotezi, F istatistiği kullanılarak test edilmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımında, test istatistiğinin, değişkenlerin I(0) veya I(1) olmasına göre hazırlanmış olan değer tablosundaki kritik sınır değerlerinden üst sınırı geçmesi  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi ve uzun dönemli ilişkinin varlığı anlamına gelmektedir. Alt sınırın altında kalması ise eşbütünleşmenin olmadığını göstermektedir. F istatistiğinin, sınırlar arasında kalması ise kararsız bölge olarak tanımlanmakta ve kesin bir yargıya varılamaması anlamına gelmektedir (Pesaran vd., 2001: 296-304).

İkinci aşamada ise değişkenler arasında bir eşbütünleşme tespit edilmesinin ardından uzun dönemli katsayılar tahmin edilmektedir. Bunun için ilgili bağımsız değişkenin hata düzeltme modelindeki uzun vadeli katsayısı ( $\lambda_1$ ) bağımlı değişkenin uzun vadeli katsayısına ( $\lambda_0$ ) bölünür. Örneğin,  $X_1$  bağımsız değişkeninin uzun dönemli katsayısı  $-\lambda_1 / \lambda_0$ 'dır.

Son aşamada ise kısa dönemli dinamik ilişkilerin tespit edilebilmesi için dinamik hata düzeltme modeli kurulmaktadır. Model, uzun vadeli bilgi kaybı ve sahte regresyon sorunları ile karşılaşmadan uzun vadeli denge ilişkisini ve kısa vadeli dinamik ilişkileri bir araya getirebilmektedir (Shrestha ve Bhatta, 2018: 9). 1 adet bağımlı ve 5 adet bağımsız değişkenden oluşan hata düzeltme modeli (6) numaralı denklemde gösterilmektedir. Bu denklemde bulunan hata düzeltme terimi ( $HDT_t$ ) ise (7) numaralı denklemde gösterilmektedir. Hata düzeltme modelinde, söz konusu serinin bir dönem önceki değerleri kullanılmakta ve  $HDT_{t-1}$  denkleme dahil edilmektedir.  $HDT_{t-1}$ 'in katsayısı, kısa dönemde meydana gelen uzun dönem dengesinden sapmaların ne kadarlık bir kısmının bir dönemlik gecikme ile yeniden dengeye gelebileceğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, uzun dönemli ilişkinin varlığının ortaya konulabilmesi için  $HDT_{t-1}$  katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması gerekmektedir (Akel ve Gazel, 2014).

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta X_{3,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta X_{4,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} \Delta X_{5,t-i} + \varphi HDT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$HDT_t = Y_t - (\mu + a_1 X_{1,t} + a_2 X_{2,t} + a_3 X_{3,t} + a_4 X_{4,t} + a_5 X_{5,t}) \quad (7)$$



## 1.2. Nedensellik Analizi

Granger (1969: 424-438) nedensellik testi, deęiřkenler arasındaki nedensellik iliřkisinin varlıęının ve söz konusu iliřkinin yönünün tespit edilebilmesini saęlamaktadır. Bu alıřmada nedensellik iliřkisine bakılmasının önemli bir nedeni eřbütünleřme ve Granger nedensellięi arasındaki iliřkidir. ünkü iki deęiřken arasında eřbütünleřme iliřkisi olması halinde en az tek taraflı bir Granger nedensellik bulunmak zorundadır.

Nedensellik iliřkisi, Granger (1969: 424-438)'in vektör otoregresyon (VAR) tabanlı yöntemi ile ařaęıdaki (8) ve (9) numaralı denklemler aracılıęıyla test edilmektedir.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$X_t = \pi + \sum_{i=1}^k \chi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i Y_{t-i} + \nu_t \quad (9)$$

## 2. Bulgular

### 2.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Verilerin duraęan olmadıklarını iddia eden  $H_0$  hipotezi ile yapılan ve sonuçları Tablo 3'te gösterilen ADF ve PP birim kök testleri sonucunda deęiřkenlerin tamamının %1 anlamlılık seviyesinde I(1) (sadece LNFX'in %10 seviyesinde I(0)) olduęu ve ARDL sınır testi yaklařımı için uygun oldukları sonucuna ulařılmıştır.

**Tablo 3. Birim Kök Testi Sonuçları**

	Deęiřkenler	ADF		PP	
		Sabitli	Sabit ve Trendli	Sabitli	Sabit ve Trendli
		Test İstatistięi Olasılıkları (p deęeri)			
Düzey Deęerler	LNEX	0.4613	0.5987	0.1134	0.1492
	LNFAIZ	0.4556	0.2069	0.5443	0.4213
	LNFX	0.9466	0.0567*	0.9392	0.3190
	LNSAN	0.4048	0.9047	0.4524	0.1814
	LNTIMEX	0.7865	0.2204	0.6860	0.5715
	LNTUFE	1.0000	0.9998	1.0000	0.9815
Birinci Fark Deęerleri	D(LNEX)	0.0001***	0.0001***	0.0001***	0.0001***
	D(LNFAIZ)	0.0000***	0.0001***	0.0000***	0.0000***
	D(LNFX)	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0003***
	D(LNSAN)	0.0001***	0.0001***	0.0001***	0.0001***
	D(LNTIMEX)	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	D(LNTUFE)	0.0084***	0.0007***	0.0000***	0.0000***

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

## 2.2. ARDL Modeli ve Tanı Testleri

Çalışmada kullanılan değişkenler ile aşağıdaki (10) numaralı denklemden gösterilen ARDL modeli kurulmuş ve en küçük kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilmiştir.

$$\ln TIMEX_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \ln TIMEX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \ln FX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \ln FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \ln SAN_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} \ln TUF E_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Ancak yapılan tanı testleri sonucunda modelde değişen varyans sorunu (heteroskedastisite) olduğu görülmüştür. Değişen varyanslılık problemi gözlemlenen modelden, istatistiki olarak anlamlı bir katsayıya sahip olmayan  $\ln TUF E$  değişkeni çıkartılmış ve  $\ln TIMEX$ 'in bağımlı ve  $\ln EX$ ,  $\ln FX$ ,  $\ln FAIZ$ ,  $\ln SAN$ 'ın bağımsız değişkenler olduğu aşağıdaki (11) numaralı yeni ARDL modeli kurulmuştur.

$$\ln TIMEX_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \ln TIMEX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \ln FX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \ln FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \ln SAN_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Yeni denklemin gecikme uzunlukları AIC Bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş ve EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bunun sonucunda kurulan ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modeline ait istatistiksel bulgular Tablo 4'te gösterilmektedir.

**Tablo 4.** ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli

Bağımlı Değişken: LNTIMEX				
Sabit Değişken: C				
Değerlendirilen Model Sayısı: 14406				
Seçilen Model: ARDL(6, 6, 2, 3, 2)				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
LNTIMEX(-1)	0.890217	0.127424	6.986270	0.0000***
LNTIMEX(-2)	-0.338767	0.164395	-2.060687	0.0456**
LNTIMEX(-3)	-0.066135	0.157984	-0.418619	0.6776
LNTIMEX(-4)	-0.044749	0.151129	-0.296099	0.7686
LNTIMEX(-5)	0.325023	0.150569	2.158637	0.0366**
LNTIMEX(-6)	-0.246909	0.106409	-2.320372	0.0253**
LNEX	0.040602	0.088750	0.457485	0.6497
LNEX(-1)	0.096482	0.094217	1.024046	0.3117
LNEX(-2)	-0.012444	0.098326	-0.126560	0.8999
LNEX(-3)	0.046414	0.097242	0.477309	0.6356
LNEX(-4)	0.047761	0.096243	0.496255	0.6223
LNEX(-5)	0.231808	0.099423	2.331541	0.0246**
LNEX(-6)	0.137738	0.100220	1.374361	0.1766
LNFX	0.137289	0.131819	1.041493	0.3036
LNFX(-1)	0.342172	0.182985	1.869944	0.0685*
LNFX(-2)	-0.259510	0.135258	-1.918631	0.0618*

LNFAIZ	-0.383892	0.080173	-4.788262	0.0000***
LNFAIZ(-1)	0.020140	0.113524	0.177412	0.8600
LNFAIZ(-2)	0.197469	0.108389	1.821858	0.0756*
LNFAIZ(-3)	-0.091412	0.056880	-1.607099	0.1155
LNSAN	0.318990	0.215773	1.478360	0.1468
LNSAN(-1)	0.350375	0.237798	1.473412	0.1481
LNSAN(-2)	0.593077	0.229501	2.584199	0.0133**
C	-1.158.306	2.369.572	-4.888249	0.0000***
R-kare	0.992518	Bağımlı Deęiřken Ortalaması		7.327914
Düzeltilmiř R-kare	0.988421	Bağımlı Deęiřken Standart Sapması		0.254534
Modelin Standart Hatası	0.027390	Akaike bilgi kriteri		-4.082021
Kalıntı Deęerlerinin Kareleri Toplamı	0.031508	Schwarz bilgi kriteri		-3.285783
Log olasılıęı	158.7067	Hannan-Quinn bilgi kriteri		-3.767390
F-istatistięi	242.2389	Durbin-Watson istatistięi		1.891843
Olasılık(F-istatistięi)	0.0000***			

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Ardından yeni kurulan modele uygunluk testleri uygulanmıř ve ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modelinin uygunluęu tespit edilmiřtir.

### 2.3. Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli ve Sınır Testi Sonuları

ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modelinin uygunluęunun test edilmesinin ardından eřbütünleřme testi ařamasına geilmiřtir. Bu amala kısıtsız hata düzeltme modeli kurulmuř ve sınır testi uygulanmıřtır. Sınır testi sonuları Tablo 5'te gösterilmektedir. Sınır testinde 7.305107 olarak hesaplanan F test istatistięi, %1 anlamlılık düzeyinde  $k=4$  ( $k$ : bağımsız deęiřken sayısı) için kritik deęerlerin üst sınırı olan 5.06'dan daha büyük olduęu için, modele dahil edilen deęiřkenler arasında %1 anlamlılık seviyesinde eřbütünleřme iliřkisinin varlıęına iřaret etmektedir.

**Tablo 5. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Sınır Testi**

$H_0$ : Uzun vadeli bir iliřki bulunmamaktadır.		
<b>Test İstatistięi</b>	<b>Deęer</b>	<b>k</b>
F-istatistięi	7.305107	4
<b>Kritik Sınır Deęerler</b>		
Güven Aralıęı	I(0) Kritik Deęeri	I(1) Kritik Deęeri
10%*	2.45	3.52
5%**	2.86	4.01
2.5%**	3.25	4.49
1%***	3.74	5.06

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

## 2.4. Uzun Dönemli Katsayıların Belirlenmesi

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin göstergesi olan eş bütünleşmenin tespitinin ardından uzun dönemli katsayılar tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 6'da gösterilmiştir. Sonuçlar,  $\ln$ TIMEX'i açıklayan bağımsız değişkenlerin tamamının uzun dönem katsayılarının istatistik olarak anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır. Faiz oranı değişkeni ile TIMEX endeksi arasında uzun dönemde negatif bir ilişki söz konusuysen, ihracat miktarı, ABD Doları/TL döviz kuru ve sanayi üretim endeksi arasında pozitif bir ilişkinin varlığı ortaya konulmaktadır. Diğer değişkenler sabitken, uzun dönemde ihracat miktarındaki %1'lik bir değişim TIMEX endeksinde %1.22'lik değişime, ABD Doları/TL döviz kurundaki %1'lik değişim TIMEX endeksinde %0.46'lık değişime, faiz oranındaki %1'lik değişim TIMEX endeksinde %0.54'lik değişime, sanayi üretimindeki %1 seviyesindeki değişim ise TIMEX endeksinde %2.62'lik bir değişime yol açmaktadır. Bulgular uzun dönemde TIMEX'in reel ekonomik aktivite ve ihracat seviyesine olan hassasiyetinin finansal göstergelere göre daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır.

**Tablo 6.** ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Uzun Dönemli Katsayıları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
LNEX	1.222391	0.223906	5.459399	0.0000***
LNFX	0.456974	0.111519	4.097724	0.0002***
LNFAIZ	-0.535391	0.125922	-4.251775	0.0001***
LNSAN	2.622873	0.253056	10.364813	0.0000***

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

## 2.5. Hata Düzeltme Modeli ile Kısa Dönemli Dinamik İlişkinin Belirlenmesi

Uzun dönemli parametrelerin tahmin edilmesinin ardından (12) numaralı denklemdeki kısa dönemli dinamik standart hata düzeltme modeli kurulmuştur.

$$\Delta \ln \text{TIMEX}_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \Delta \ln \text{TIMEX}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \Delta \ln \text{EX}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta \ln \text{FX}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta \ln \text{FAIZ}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta \ln \text{SAN}_{t-i} + \varphi \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

%1 seviyesinde anlamlı bulunan hata düzeltme teriminin katsayısının - 0.48 olması uzun vadeli dengede meydana gelen kısa vadeli sapmaların %48'inin bir dönemlik süre içerisinde düzeldiğini ve modelin kısa süre içerisinde uzun vadeli dengesine ulaşabildiğini, hızlı bir uyarılma sürecine sahip olduğunu göstermektedir (Shrestha ve Chowdhury, 2005: 18).

## 2.6. Nedensellik Analizi

Granger nedensellik testlerinin sonuçları Tablo 7'de gösterilmiştir. Söz konusu test sonuçlarına ulaşabilmek için en uygun gecikme uzunluklarının hesaplanmasında Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriterleri birlikte kullanılmıştır.

**Tablo 7. Granger Nedensellik Testi**

H <sub>0</sub> Hipotezi	Test İstatistiđi Olasılıđı	Sonuç
D(lnTIMEX), D(lnEX)'in Granger nedeni deđildir.	0.2473	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.
D(lnEX), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni deđildir.	0.5664	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.
D(lnTIMEX), D(lnFX)'in Granger nedeni deđildir.	0.7299	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.
D(lnFX), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni deđildir.	0.6362	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.
D(lnTIMEX), D(lnFAIZ)'in Granger nedeni deđildir.	0.9943	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.
D(lnFAIZ), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni deđildir.	0.9223	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.
D(lnTIMEX), D(lnSAN)'in Granger nedeni deđildir.	0.0951*	H0 %10 güven aralıđında reddedilebilmektedir. D(lnTIMEX)'ten D(lnSAN)'a dođru Granger nedenselliđi söz konusudur.
D(lnSAN), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni deđildir.	0.4353	H0 reddedilemez. Granger nedenselliđi söz konusu deđildir.

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Yapılan analiz sonucunda modele dâhil edilen bađımsız deđiřkenler ierisinde sadece D(lnSAN)'ın D(lnTIMEX) ile tek taraflı bir Granger nedensellik iliřkisine sahip olduđu ve nedenselliđin yönünün D(lnTIMEX)'ten D(lnSAN)'a dođru olduđu görölmektedir. Bu durum ihracat endeksindeki deđiřimlerin sanayi endeksindeki deđiřimleri önceden tahmin edebildiđini ve bu yönüyle TIMEX'in reel ekonomik aktivite için öncü bir gösterge olabileceđini ortaya koymaktadır. Tablo 7'de göröldüđu gibi diđer deđiřkenlerle TIMEX arasında herhangi bir nedensellik iliřkisi bulunamamıřtır.

### Sonuç ve Deđerlendirme

Hisse senedi piyasaları, tasarruf sahipleri ve spekülatörler tarafından, varlıklarını enflasyon karřısında korumak, reel olarak arttırmak ve finansal varlıkların fiyat hareketlerine göre pozisyon alarak kar etmek amacıyla tercih edilen yatırım alanlarının bařında gelmektedir. Diđer taraftan, bu piyasalarda hisse senetleri iřlem gören řirketler, üretimin temel paraları olmakta ve ciro, maliyet ve karları ekonomik hasılayı dođrudan belirlemektedir. Bu durum hisse senedi fiyatları ile çok sayıda deđiřken arasındaki iliřkinin derinlemesine analiz edilmesini beraberinde getirmiřtir. Bunlardan en önemlileri, hisse senedi fiyatları ile dođrudan bir iliřkiye sahip ve birok akademik alıřmanın da konusu olan ve hisse senedi fiyatlarının temelleri olarak nitelendirilen makroekonomik deđiřkenlerdir (Ansootegui ve Esteban, 2002: 843).

Bu alıřmada, makroekonomik deđiřkenler olarak, ihracat miktarı, ABD Doları/TL döviz kuru, faiz oranı, sanayi üretim endeksi ve tüketici fiyat endeksi ile TIMEX endeksi arasındaki iliřki analiz edilmiřtir. TIMEX endeksi ile TİM İlk 1000 listesinde yer alan ve fiili dolařımdaki paylarının piyasa deđerı 50 milyon TL'nin üzerindeki Borsa İstanbul'a kote olan ihracatı řirketlerin ađırlıklı ortalama hisse senedi fiyat performansları ölçölmektedir.

Değişkenlerin arasındaki uzun vadeli ve kısa dönemli dinamik ilişkilerin tespit edilmesi için Pesaran vd. (2001: 296-304) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı ile yapılan eşbütünleşme testi uygulanmış ve %1 anlamlılık seviyesine sahip sınır testi sonucuna göre modelin değişkenleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiş ve faiz oranı, sanayi üretim endeksi, ihracat miktarı ve ABD Doları/TL döviz kurunun istatistiki olarak anlamlı uzun dönem katsayılarına sahip olduğu ortaya konulmuştur. Literatürle uyumlu olarak, TIMEX'in faiz oranı ile negatif, sanayi üretimi ile pozitif, döviz kuru ile pozitif, ihracat ile pozitif ilişkiye sahip olduğu saptanmıştır.

Bulgular, uzun dönemde TIMEX'in sanayi üretimi ve ihracat miktarı gibi reel değişkenlere olan hassasiyetinin, faiz oranı ve ABD Doları/TL döviz kuru gibi finansal göstergelere göre daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Kısa vadede finansal göstergeler ve gelişmeler hisse senedi piyasasını daha kolay yönlendirebilirken uzun vadede ihracatçı şirketlerin hisse senedi fiyatlarının üretim ve satışları üzerinden fiyatlandığı görülmektedir. Diğer taraftan, hesaplanan hata düzeltme terimi, uzun vade dengesinde meydana gelen sapmaların %48'inin bir dönem (1 ay) içerisinde düzeldiğini ve modelin hızlı bir uyarılma yapısına sahip olduğunu göstermektedir. Son olarak, Granger nedensellik testine göre TIMEX'ten sanayi üretimine doğru tek yönlü nedenselliğin tespit edilmesi, TIMEX'in ekonominin öncü göstergelerinden biri olabileceğine işaret etmektedir. Bu durum, hisse senetlerinin odağı neresi olursa olsun ekonomik büyümeyi fiyatladığını göstermektedir.

TIMEX'e özgü makroekonomik ilişkileri ortaya koyan bu çalışma ile yatırımcıların, ihracatçı şirketler konusundaki farkındalıklarının artacağı ve bu şirketlere odaklanan yatırım kararlarında bir artış olacağı düşünülmektedir. Bu talep, endeks bazlı ya da farklı standartlara sahip ihracatçı şirketlerin tercih edileceği hisse senedi yoğun fon ya da borsa yatırım fonu gibi alternatifler aracılığıyla gerçekleştirilebilecektir. Bunun sonucu olarak ihracatçı şirketlere odaklanan yatırım fonlarının kurulabileceği düşünülmektedir. Bu alandaki kurumsal yatırımcıların artmasının, ikincil piyasada ihracatçı şirketlerin paylarına olan talebi artırmasının yanında, fonlama ihtiyacı olan diğer ihracatçı şirketlerin halka arzını teşvik edeceği tahmin edilmektedir.

İhracatçı şirketlerin hisse senedi performanslarını yansıtan TIMEX'in, bu alanda kaydedilecek değişimin izlenebileceği önemli bir gösterge olacağı düşünülmektedir. Ekonomide ihracatın ön plana çıkartılmak istendiği bir dönemde, eş zamanlı olarak hisse senedi piyasasında da TIMEX'in ön plana çıkartılması ve ekonomik aktivitenin bu endeks üzerinden okunmaya çalışılmasının "ihracat odaklı ekonomi" algısına önemli katkılar sunacağı düşünülmektedir. Ayrıca, TIMEX üzerine yapılan ilk akademik çalışmalardan birisi olan bu makalenin, endeksin diğer makroekonomik değişkenler ile olan ilişkisinin araştırılmasına öncü olması ve akademik literatürde yerleşik bir hal alabilmesine katkı sunması açısından önemli olduğu düşünülmektedir.

### Kaynakça

- AKEL, Veli ve GAZEL, Sümevra. (2014). Döviz Kurları ile BIST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- ALTAY, Erdinc. (2003). The Effect of Macroeconomic Factors on Asset Returns: A Comparative Analysis of the German and the Turkish Stock Markets in an APT Framework. *Martin -Luther University Halle-Wittenberg Faculty of Economics. Working Paper Series*, 48, 1 – 36.

- ANSOTEGUI, Carmen ve ESTEBAN, Maria Victoria (2002). Cointegration for Market Forecast in the Spanish Stock Market. *Applied Economics*, 34(7), 843–857.
- BREUSCH, Trevor ve PAGAN, Adrian Rodney (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47, 1287 – 1294.
- BODIE, Zvi (1976). Common Stocks as a Hedge Against Inflation. *The Journal of Finance*, 31(2), 459-470.
- BROWN, Robert, DURBIN, James ve EVANS James. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- CAPORALE, Guglielma Maria, HUNTER, John ve ALI, Faek Menla (2014). On the Linkages Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence From the Banking Crisis of 2007-2010. *International Review of Financial Analysis*, 33, 87-103.
- CHEN, Nai-Fu, ROLL, Richard ve ROSS, Stephan. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- COŐKUN, Metin, KİRACI, Kasım ve MUHAMMED, Usman. (2016). Seçilmiş Makroekonomik Deęiřkenlerle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İliřki: Türkiye Üzerine Ampirik Bir İnceleme. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 53(616), 61.
- DRITSAKI–BARGIOTA, Melina ve DRITSAKI, Chaido. (2004). Macroeconomic Determinants of Stock Price Movements: An Empirical Investigation of the Stock Market. 11th Annual Conference of the Multinational Finance Society, Istanbul, Turkey, July 3 – 8.
- DULAN, Harold Andrew. (1948). Common-Stock Investment as an Inflation Hedge, 1939-46. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 21(4), 230-238.
- DURBIN, James ve WATSON, Geoffrey. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. *Biometrika*, 37, 409-428.
- DURUKAN, Mübeccel Banu (1999). On the Relationship Between Stock Prices and Macroeconomic Variables in Istanbul Stock Exchange. *Istanbul Stock Exchange Review*, 3(11), 21–50.
- ENGLE, Robert Fry ve GRANGER, Clive William John. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251.
- EYÜBOęLU, Sinem ve EYÜBOęLU, Kemal. (2018). Borsa İstanbul Sektör Endeksleri ile Döviz Kurları Arasındaki İliřkilerin İncelenmesi: ARDL Modeli. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 8-28
- FAMA, Eugene Francis. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- FAMA, Eugene Francis. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- GAN, Christopher, LEE, Minsoo, AU YONG, Hua Hwa ve ZHANG, Jun. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- GRANGER, Clive William John. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- JARQUE, Carlos Manuel Jarque ve BERA, Anil Kumar. (1980). Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity And Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259.
- JOHANSEN, Soren. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- KIRBAŐ–KASMAN, Saadet. (2006). Hisse Senetlerinin Fiyatlar ve Makroekonomik Deęiřkenler Arasında Bir İliřki Var Mı? (Is There a Relationship between Stock Prices and Macroeconomic Variables?). *İktisat İřletme ve Finans*, 21 (238), 88-99.



- KOTHA, Kiran Kumar ve SAHU, Bhawna. (2016). Macroeconomic Factors and the Indian Stock Market: Exploring Long and Short Run Relationships. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(3), 1081–1091.
- LIN, C.hien-Hsiu. (2012). The Comovement between Exchange Rates and Stock Prices in the Asian Emerging Markets. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 161–172.
- MAYSAMI, Ramin Cooper, HOWE, Lee Chuin ve RAHMAT, Mohamad Atkin. (2004). Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence From Stock Exchange of Singapore's All – S Sector Indices. *Journal Pengurusan*, 24, 47-77.
- MISHKIN, Frederic Stanley. (2004). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets, 7th ed.* Reading, MA: Addison-Wesley.
- MUKHERJEE, Tarun ve NAKA, Atsuyuki. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. *Journal of Financial Research*, 18 (2), 223-237.
- MURADOGLU, Gulnur, TASKIN, Fatma ve BIGAN, Ilke. (2000). Causality between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets. *Russian & East European Finance and Trade*, 36(6), 33-53.
- NIEH, Chien-Chung ve LEE, Cheng-Few. (2001). Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates for G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- ÖZER, Ali, KAYA, Abdulkadir ve ÖZER, Nevin. (2011). Hisse Senedi Fiyatları ile Makroekonomik Değişkenlerin Etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182.
- PESARAN, Mohammad Hashem, SHIN, Yongcheol. ve SMITH, Richard (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- RAMSEY, James Bernard (1969). Tests for Specification Errors in Classical Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31(2), 350-371.
- SERLETIS, Apostolos. (1993). Money and Stock Prices in the United States. *Applied Financial Economics*, 3(1): 51-54.
- SHRESTHA, Min Bahadur ve BHATTA, Guna Raj. (2018). Selecting Appropriate Methodological Framework for Time Series Data Analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 4(2), 71–89.
- SHRESTHA, Min Bahadur ve CHOWDHURY, Khorshed. (2005). ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalisation Hypothesis. *Economics Working Paper 05-15*, Department of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia.
- TA, Huu Phuong ve TEO, Chun Liang. (1985). Portfolio Diversification Across Industry Sectors. *Securities Industry Review*, 11(2), 33-39.
- THORNTON, John. (1993). Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on Some (Non)Relationships. *Applied Financial Economics*, 3(4), 335-338.
- TURAN, Zübeyir. (2011). IMKB Ulusal-100 Endeksi ile ABD Doları Kuru ve TÜFE Arasındaki İlişkinin İncelenmesi (1986:01-2008:12). *Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi / Journal of Accounting & Taxation Studies*, 4(2), 91-106.
- WENG, Bin, MARTINEZ, Waldyn, TSAI, Yao-Te, LI, Chen, LU, Lin, BARTH, James ve MEGAHED, Fadel. (2018). Macroeconomic Indicators Alone can Predict the Monthly Closing Price of Major U.S. Indices: Insights from Artificial Intelligence, Time-Series Analysis and Hybrid Models. *Applied Soft Computing Journal*, 71, 685-697.
- WILLIAMS, John Burr. (1938). *The Theory of Investment Value*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- YUSOF, Rosylin Mohd ve MAJID, M. Shabri Abd (2007). Macroeconomic Variables and Stock Returns in Malaysia: An Application of the ARDL Bound Testing Approach. *Savings and Development*, 31(4), 449-469.



### **İnternet Kaynakları**

- WORLD BANK. (2020). Exports of Goods and Services (% of GDP). Eriřim tarihi: 24 Mart 2020. <https://data.worldbank.org/indicator/NE.EXP.GNFS.ZS>
- TİM. (2019). TİM (Türkiye İhracatılar Meclisi) İhracat Endeksi Temel Kuralları. Eriřim tarihi: 25 Mart 2019. [https://www.tim.org.tr/files/downloads/Mevzuat/TIMEX\\_Kurallar.pdf](https://www.tim.org.tr/files/downloads/Mevzuat/TIMEX_Kurallar.pdf)