

İHRACATÇI ŞİRKETLERİN MENKUL KIYMETLER BORSA
PERFORMANSLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ: TÜRKİYE İHRACATÇILAR
MECLİSİ İHRACAT ENDEKSİ (TIMEX) ÜZERİNE BİR ANALİZ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

TOBB EKONOMİ VE TEKNOLOJİ ÜNİVERSİTESİ

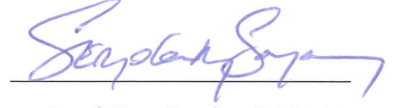
EMRULLAH FURKAN GÜN

İŞLETME

YÜKSEK LİSANS TEZİ

TEMMUZ 2019

Bu tezin Yüksek Lisans derecesi için gereken tüm koşulları yerine getirdiğini onaylarım.



Prof. Dr. Serdar SAYAN

Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

Bu çalışmayı okuduğumu ve çalışmanın kapsam ve içerik olarak Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Ana Bilim Dalı'nda bir Yüksek Lisans tezi olabilecek yeterlilikte olduğuna kanaat getirdiğimi onaylıyorum.

Tez Danışmanı

Doç. Dr. Ebru YÜKSEL HALİLOĞLU

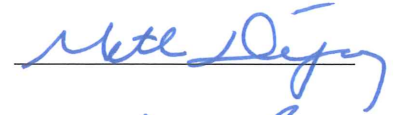
(TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi, İşletme Bölümü)



Tez Jürisi Üyeleri


Prof. Dr. Mehmet Mete DOĞANAY

(Çankaya Üniversitesi, İşletme Bölümü)



Dr. Öğr. Üyesi Melike METERELLİYOZ KUYZU

(TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi, İşletme Bölümü)



Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.



Emrullah Furkan GÜN

ÖZ

İHRACATÇI ŞİRKETLERİN MENKUL KIYMETLER BORSA PERFORMANSLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ: TÜRKİYE İHRACATÇILAR MECLİSİ İHRACAT ENDEKSİ (TIMEX) ÜZERİNE BİR ANALİZ

GÜN, Emrullah Furkan

Yüksek Lisans, İşletme

Tez Danışmanı: Doç. Dr. Ebru YÜKSEL HALİLOĞLU

Bu çalışmada ihracatçı şirketlerin hisse senedi fiyat performanslarını yansıtan TİM İhracat Endeksi'nin (TIMEX) makroekonomik değişkenler ile olan ilişkisi araştırılmıştır. 2013:2-2019:1 arasındaki dönemi kapsayan çalışmada, literatürde hisse senedi endeksleri ile ilişkisi en sık araştırılan faiz oranı, enflasyon, döviz kuru ve sanayi üretiminin yanı sıra TIMEX ile doğrudan ilişkili olan ihracat miktarı değişkenleri kullanılmıştır. ARDL sınır testi yöntemiyle yapılan eşbütünleşme testi ile değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli dinamik ilişkiler analiz edilirken Granger nedensellik testi ile TIMEX ve diğer değişkenler arasındaki tahmin edebilme güçleri test edilmiştir. Buna göre, TIMEX bağımlı değişkeni ile ihracat miktarı, faiz oranı, ABD Doları/TL döviz kuru ve sanayi üretim endeksi bağımsız değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin göstergesi olan eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Uzun vadede, TIMEX ile ihracat miktarı, sanayi üretimi ve ABD Doları/TL döviz kuru arasında pozitif, faiz oranı arasında ise negatif bir ilişki ortaya çıkmıştır. Ayrıca değişkenler arasındaki uzun vadeli dengede meydana gelen sapmaların %48'inin bir dönemlik süre içerisinde düzeldiği, modelin hızlı bir uyarılma sürecine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sonuçlar, uzun vadede TIMEX'in ihracat miktarı ve sanayi üretim endeksi gibi reel değişkenlerle olan ilişkisinin ABD Doları/TL döviz kuru ve faiz oranı gibi finansal değişkenlerle olan ilişkisine göre daha güçlü olduğunu göstermektedir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise TIMEX'ten sanayi üretim endeksine doğru istatistiksel olarak anlamlı bir Granger nedenselliği olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum, TIMEX'teki değişimlerin sanayi üretimindeki değişimleri tahmin edebildiğini ve TIMEX endeksinin üretimin öncü göstergesi olarak izlenebileceğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: ARDL, BİST, Eşbütünleşme, Granger Nedenselliği, TIMEX

ABSTRACT

EVALUATING STOCK EXCHANGE PERFORMANCES OF EXPORTER COMPANIES: AN ANALYSIS ON TURKISH EXPORTERS ASSEMBLY EXPORT INDEX (TIMEX)

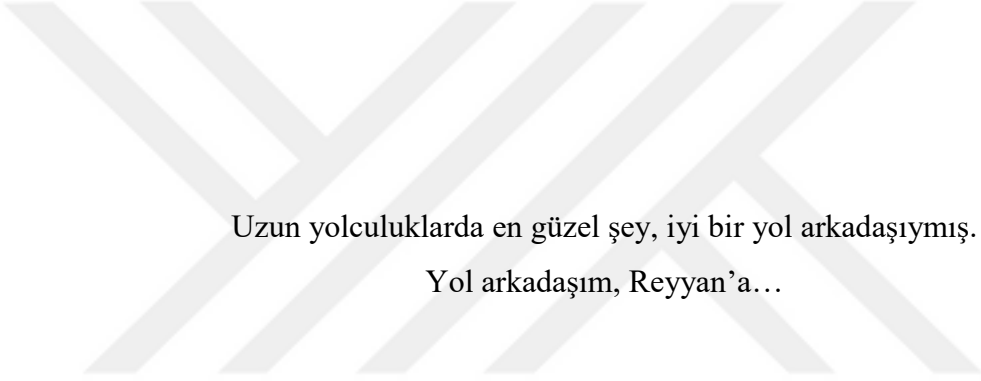
GÜN, Emrullah Furkan

Master of Business Administration

Supervisor: Assoc. Prof. Ebru YÜKSEL HALİLOĞLU

TIMEX is a newly created index which tracks the stock exchange performance of Turkish exporter companies. This study evaluates long-term and short-term dynamic relationship and causality between TIMEX and the traditional macroeconomic variables—i.e. interest rate, inflation, currency exchange rates, industrial production, and export volume using monthly data from 2013:2 to 2019:1. First, an ARDL bound model is utilized to conduct a cointegration analysis among all of the included variables. Second, Granger causality between TIMEX and the macroeconomic variables are determined. The results of the study indicates a positive cointegration relationship between the dependent variable, TIMEX and the independent variables, export volume, industrial production and US Dollar/TL exchange rate, in the long-term while there was a negative relation with interest rate. Our model also showed a rapid speed of adjustment in the long-term analysis with 48 percent of the deviation from the equilibrium is corrected within a one-month period. The results also reveal that TIMEX is more strongly coupled with real economic variables like export volume and industrial production, and more loosely associated with financial variables like US Dollar/Turkish Lira exchange rate, and interest rate. Finally, we found that TIMEX Granger causes the industrial production index significantly, which means that TIMEX can be used as a leading indicator to track industrial production.

Anahtar Kelimeler: ARDL, BIST, Cointegration, Granger Causality, TIMEX



Uzun yolculuklarda en güzel şey, iyi bir yol arkadaşıymış.
Yol arkadaşım, Reyyan'a...

TEŐEKKÜR SAYFASI

Çalıőma sürecinde, uzmanlıđını, vaktini ve nezaketini benden esirgemeyerek bu süreci öğrenerek ve yüksek bir motivasyonla tamamlamamı sađlayan çok deđerli tez danıőmanım Doç. Dr. Ebru YÜKSEL HALİLOĐLU'na en içten teőekkür ve saygılarımı sunarım.

Tez jüri üyeliđimi yaparak beni onurlandıran ve çalıőmama deđerli katkılar sunan Prof. Dr. Mehmet Mete DOĐANAY ve Dr. Melike METERELLİYOZ KUYZU'ya őükranlarımı sunarım.

Maddi ve manevi olarak daima yanımda olan, bana güç ve güven veren aileme teőekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

İNTİHAL SAYFASI.....	iii
ÖZ	iv
ABSTRACT.....	v
İTHAF SAYFASI	vi
TEŞEKKÜR SAYFASI	vii
İÇİNDEKİLER	viii
TABLolar LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xi
BÖLÜM I GİRİŞ	1
BÖLÜM II LİTERATÜR	15
BÖLÜM III VERİ ve METODOLOJİ.....	31
3.1. Birim Kök Testleri	39
3.2. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.....	41
3.3. Nedensellik Analizi	45
BÖLÜM IV BULGULAR	47
4.1. Birim Kök Testi Sonuçları	48
4.2. ARDL Modeli ve Tanı Testleri	49
4.3. Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli ve Sınır Testi Sonuçları	58
4.4. Uzun Dönemli Katsayıların Belirlenmesi	60
4.5. Hata Düzeltme Modeli ile Kısa Dönemli Dinamik İlişkinin Belirlenmesi	61
4.6. Nedensellik Analizi.....	64
BÖLÜM V SONUÇ ve DEĞERLENDİRME.....	67
KAYNAKÇA.....	81

TABLULAR LİSTESİ

Tablo 3.1. Çalışmada Kullanılan Değişkenler.....	32
Tablo 3.2. Betimleyici İstatistikler	32
Tablo 4.1. Birim Kök Testi Sonuçları	49
Tablo 4.2. ARDL (6, 5, 1, 0, 2, 2) Modeli Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedastisite Testi.....	50
Tablo 4.3. ARDL (6, 5, 1, 0, 2, 2) Modeli Uzun Dönemli Katsayıları	51
Tablo 4.4. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli.....	53
Tablo 4.5. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon LM Testi.....	55
Tablo 4.6. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyanslılık Testi.....	56
Tablo 4.7. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Ramsey Regresyon Denklemi Spesifikasyon Hatası Testi.....	58
Tablo 4.8. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli.....	59
Tablo 4.9. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Sınır Testi.....	60
Tablo 4.10. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Uzun Dönemli Katsayıları	61
Tablo 4.11. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Hata Düzeltme Modeli	63
Tablo 4.12. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Uzun ve Kısa Dönemli İlişkiler	64
Tablo 4.13. Granger Nedensellik Testi.....	66

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 3.1. Değişkenlerin Logaritmik Dönüşüm Öncesi Grafikleri	33
Şekil 3.2. Değişkenlerin Logaritmik Dönüşüm Sonrası Grafikleri	34
Şekil 4.1. Jargue Bera Normallik Testi Sonuçları ve Kalıntıların Dağılımı	54
Şekil 4.2. CUSUM Testi Sonuçları.....	57
Şekil 4.3. CUSUMQ Testi Sonuçları.....	57



KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
APM	: Arbitraj Fiyatlama Modeli
ARDL	: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif
ARIMA	: Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama
BIST	: Borsa İstanbul
DAX	: Almanya Hisse Senedi Endeksi
DXY	: Küresel Dolar Endeksi
EVDS	: Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
EX	: Mevsim ve Takvim Etkisinden Arındırılmış İhracat Miktarı
FAIZ	: 2 Yıllık Gösterge Niteliğindeki Devlet İç Borçlanma Senedi Faizi
FED	: ABD Merkez Bankası
FX	: TCMB ABD Doları/TL Alış Kuru
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GSYH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
HDT	: Hata Düzeltme Terimi
KPSS	: Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin
LSE	: Londra Menkul Kıymetler Borsası
PP	: Philip-Perron
RESET	: Regresyon Denklemi Spesifikasyon Hatası Testi
SAN	: Mevsim ve Takvim Etkisinden Arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi
SBC	: Schwarz-Bayesian Bilgi Kriteri
S&P	: Standard & Poor's
TİM	: Türkiye İhracatçılar Meclisi
TIMEX	: TİM İhracat Endeksi
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksi
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
VAR	: Vektör Otoregresyon

BÖLÜM I

GİRİŞ

Hisse senedi fiyat davranışlarının incelenmesi, finans literatüründe en sık çalışılan konuların başında gelmektedir. Fiyat seviyesi ile ilişki içerisinde olan faktörlerin anlaşılması ve fiyat hareketlerinin öngörülebilmesi üzerine birçok çalışmanın yapıldığı görülmektedir (Nelson, 1976; Fama, 1981; Chen, Roll ve Ross, 1986; Muradoglu, Taskin ve Bigan, 2000; Caporale, Hunter ve Ali, 2014; Weng, Martinez, Tsai, Li, Lu, Barth ve Megahed, 2018). Söz konusu fiyat hareketlerinin açıklanabilmesi adına en çok üzerinde durulan ve hisse hareketleriyle ilişkilendirilmeye çalışılan kavramların başında ise hisse senedi fiyatlarının temelleri (fundamentals) olarak nitelendirilen makroekonomik değişkenler gelmektedir (Ansotegui, 2002).

Hisse senedi fiyatlarının makroekonomik değişkenler ile açıklanmaya çalışılmasının temelinde tarihsel olarak birkaç farklı neden bulunmaktadır. Bu anlamda, Amerika Birleşik Devletleri'nde (ABD) 1940'lı yıllarda artan enflasyon sonucunda yapılan ilk çalışmaların, hisse senetlerinin enflasyon karşısında korunma (hedge) görevini yerine getirip getirmediğinin, diğer bir ifade ile geleneksel enflasyondan korunma teorisinin araştırılması ile başladığı görülmektedir. Bu çalışmaların ilk örneklerinden Dulan (1948), sektörlere göre sonuçların değiştiğini, enflasyonist dönemlerde pozitif veya negatif getiri gözlemlenebildiğini vurgulamakla birlikte, New York Menkul Kıymetler Borsası bileşik fiyat endeksindeki artışın enflasyonun altında kaldığını ortaya koymaktadır. Daha uzun bir dönemi kapsayan çalışmalarında Reilly, Johnson ve Smith (1970) ise benzer şekilde hisse senedi getirilerinin yatırımcıları enflasyon artışından koruyamadığını ortaya

koymaktadır. Pozitif ancak enflasyondan korunmak için yeterli olmayan getirinin ötesinde, Fama (1981), reel aktiviteye etkisi üzerinden değerlendirdiği enflasyonun hisse senedi getirileri ile negatif bir ilişkide olduğunu ortaya koymaktadır.

Benzer bir ilişki Fisher (1930) tarafından ileri sürülen ve “Fisher Hipotezi” olarak bilinen hipotezin hisse senedi fiyatlarına genelleştirilmesi ile de test edilmiştir. Nominal faiz getirisinin enflasyon ve reel faiz getirisinin toplamından oluştuğunu ve nominal getiri veri iken reel getirinin doğrudan enflasyona bağlı olduğunu ileri süren hipotezin hisse senetleri için geçerli olup olmadığını anlamak adına hisse senedi fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişki Nelson (1976) ve Fama ve Schwert (1977) tarafından araştırılmıştır. Her iki çalışma neticesinde de enflasyon ve hisse senedi fiyatları arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir.

Makroekonomik değişkenler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin araştırılmasının diğer bir nedeni ise 2013 yılında Nobel Ekonomi Ödülü’ne layık görülen ABD’li ekonomist Eugene Fama (1970) tarafından ortaya atılan “Etkin Piyasalar Hipotezi”dir. Etkin bir piyasada hisse fiyat hareketlerinin rassal yürüyüş özelliklerine sahip olduğunu ileri süren hipotez, piyasalara dair bütün bilgilerin fiyatların mevcut seviyesine yansımış olduğunu, geçmiş veriler ile bugün ve geleceğin tahmin edilemeyeceğini ve bu yüzden sadece geçmiş veriler kullanılarak ortalama getirinin üzerinde getiri elde edilemeyeceğini iddia etmektedir (Maysami, Howe ve Rahmat 2004). Söz konusu hipotezin test edilmesi ve üzerinde çalışılan piyasanın ne derece etkin olduğunu anlamak amacıyla, Durukan (1999), Ibrahim ve Aziz (2003), Hasan ve Nasir (2008), Plihal (2016) gibi çalışmalarda makroekonomik değişkenler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiler araştırılmıştır.

Durukan (1999), Türkiye üzerine yaptığı çalışmasında, hisse senedi getirileri ile faiz oranı arasında negatif, sanayi üretimi arasında ise pozitif bir ilişki tespit etmiş ve hisse senetlerinin en önemli belirleyicisinin faiz oranları olduğunu belirtmiştir.

İbrahim ve Aziz (2003), Malezya üzerine yaptıkları çalışmalarında uzun vadede hisse senedi fiyatları ile ekonomik aktivite ve enflasyon arasında pozitif, para arzı ve ABD dolar kuru arasında ise negatif bir ilişki tespit etmişlerdir. Kısa vadede ekonomik aktivite ve enflasyon uzun vade ile uyumlu bir biçimde pozitif ilişki sergilerken para arzı ve ABD dolar kurunun hisse senedi ile net bir ilişkisi ortaya konulamamıştır.

Hasan ve Nasir (2008), Pakistan üzerine yaptıkları çalışmada, uzun vadede, borsa endeksi ile para arzı arasında pozitif, döviz kuru ve faiz oranları arasında ise negatif bir ilişki tespit etmişlerdir. Kısa vadede ise borsa endeksi ile para arzı ve yabancı portföy yatırımları arasında pozitif, faiz oranları ve döviz kuru arasında ise negatif bir ilişki tespit etmişlerdir.

İnceledikleri piyasalarda etkin piyasalar hipotezinin geçerli olmadığını ortaya koyan bu örneklerin aksine Plihal (2016), Almanya hisse senedi endeksi (DAX) ile sanayi üretimi, para arzı, enflasyon, faiz oranı, döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Analiz sonucunda makroekonomik değişkenlerin hiç birisinden hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik tespit edilememiştir. Bu durum etkin piyasalar hipotezinin Almanya hisse senedi piyasası için geçerliliğini ortaya koymuştur.

Özellikle 1980'li yılların ardından finansal piyasaların gelişmesiyle birlikte söz konusu ilişkilerin araştırılmasının merkezinde, birbirinden farklı yöntemler kullanmalarına

rağmen, hisse senetlerinin doğru fiyatlarını hesaplamaya çalışan varlık fiyatlama modelleri yer almıştır. Söz konusu modellerin temelinde Williams (1938) tarafından ortaya konulan “indirgenmiş nakit akışları varlık fiyatlama modeli” yer almaktadır. Bu modele göre hisse fiyatları, hisseden beklenen nakit akışının iskonto oranı ile bugünkü değerine indirgenmesi ile belirlenir. İskonto oranı, risksiz faiz oranı ve makroekonomik değişkenlerce belirlenen risk priminden oluştuğundan dolayı makroekonomik değişkenler, nakit akışları ve kar payı dağıtımlarını doğrudan etkilemektedir (Özer, Kaya ve Özer, 2011). Bunun sonucu olarak, hisse senedi fiyatlarının makroekonomik değişkenler ile ilişkileri, hisse sendi fiyat hareketlerini öngörebilmek, kamu politikaları oluşturabilmek ve finansal yatırım kararlarına katkı sunabilmek adına birçok araştırmanın konusu olmuş ve olmaya devam etmektedir.

İndirgenmiş nakit akışları modelinin yanında, makroekonomik değişkenler ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin varlığı üzerine kurulan yöntemlerin başında arbitraj fiyatlama modeli (Ross, 1976), üretim temelli varlık fiyatlama modeli (Cochrane, 1991) ve finansal varlıkların parasal aktarım mekanizmasındaki rolünü inceleyen çalışmalar gelmektedir (Mishkin, 1998).

Arbitraj fiyatlama modeli (APM), finansal varlıkların beklenen getirilerini sadece risksiz getiri ve sistematik risk ile açıklamaya çalışan Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli'nden (Sharpe, 1964) farklı olarak varlıktan beklenen getirileri makroekonomik faktörler ile açıklamaya çalışmaktadır. Bu modelde beklenen getiri, makroekonomik değişkenlere olan hassasiyete göre değişmektedir.

Üretim temelli varlık fiyatlama modeli ise hisse senedi getirileri ve milli gelir üzerinden hesaplanan reel yatırım getirilerinin eşit olması varsayımına dayanmaktadır. Söz konusu model, hisse senedi getirilerindeki değişimin reel aktivitedeki değişimleri öngörebilme kabiliyeti olduğu savunmaktadır.

Para politikası ve reel ekonomi arasındaki etkileşimi ortaya koyan parasal aktarım mekanizmasının kanallarından birisi hisse senedi fiyatı kanalıdır. Parasalcı yaklaşıma göre para politikası uygulamalarının bir sonucu olarak varlık fiyatları ve harcamalarda ortaya çıkacak değişimin hisse senedi fiyatlarına etki etmesi beklenmektedir. Keynesyen bakış açısında ise para politikası kararlarının faiz oranlarına etki edeceği ve bunun hisse senedi fiyatlamalarına doğrudan etki etmesi beklenmektedir (Loayza ve Hebbel, 2002).

Diğer taraftan, hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin yönünün tayini için nedensellik kavramı üzerinde durulmaktadır. Geske ve Roll (1983), Maysami vd. (2004), Plíhal (2016) hisse senedi fiyatlarının ekonomik değişkenlerin öncüsü olduğunu savunurken, Kwon ve Shin (1999), Muradoglu vd. (2000), Shah, Kouser, Aamor ve Saba (2012), daha çok makroekonomik değişkenlerin borsa endekslerini etkilediği ya da çift yönlü nedenselliklerin görüldüğü sonucuna varmıştır. İkinci sonuçlarla uyumlu bir şekilde Kotha ve Sahu (2016) birçok çalışmanın makro değişkenlerin varlık fiyatları ve hisse getirilerini öngörmede önemli etkisi olduğu varsayımına dayandığını ifade etmişlerdir. Bu nedenle, kesin bir nedensellik sonucuna varılmamasının, nedensellik ilişkisini analiz etmeye yönelik araştırmalara zemin hazırladığı görülmektedir.

Hisse senedi fiyatlarını etkileyen ya da fiyatların etkilediği düşünölen makroekonomik deęişkenlerin hangileri olacağı ise literatürde üzerinde durulan konuların başında gelmektedir. Farklı çalışmalarda farklı anlamlılık düzeyleri ve ilişki yönlerine sahip çok sayıda makroekonomik deęişken modellere dâhil edilmekle birlikte en sık kullanılan deęişkenlerin reel ekonomik aktivite, para arzı, faiz oranı, enflasyon, döviz kuru, dış ticaret rakamları ve petrol fiyatları olduğu görölmektedir. İşsizlik, tasarruf oranları, uluslararası doğrudan yatırımlar, bütçe dengesi, tüketici güven endeksi gibi deęişkenler de kullanılmakla birlikte yaygın olarak tercih edilmemektedirler (Kotha ve Sahu 2016).

Gjerde and Sættem (1999) ve Maysami ve Koh (2000) gibi birçok çalışmada deęişken seçiminin Chen vd. (1986) tarafından ortaya konulan “basit ve sezgisel finansal teori” kavramına dayandırıldığı ve şirketlerin satış, kar ve nakit akışlarını etkileyebilecek deęişkenlerin seçildiği görölmektedir. Literatürde en sık karşılaşılan deęişkenlerin seçilmesinde farklı teorik ve deneysel neden ve beklentilerin olduğu görölmektedir.

Reel ekonomik aktivite, şirketlerin satış hacmini ve nakit akışlarını doğrudan etkileyeceği için birçok çalışmada modele dâhil edilmektedir. Söz konusu aktivitenin göstergesi olarak gayrisafi yurtiçi hasılanın (GSYH) kullanılması daha kapsayıcı bir sonuca götürebilecek olmasına rağmen, analizler genelde aylık bazda yapıldığı için reel ekonomik aktivitenin temsilcisi olarak birçok ülkede GSYH ile yüksek korelasyona sahip sanayi üretim endeksinin kullanıldığı görölmektedir (Fama, 1981).

Enflasyonun modellere dâhil edilmesinin daha karmaşık bir arka planı olduğu görölmektedir. Ancak çalışmaların temelinde, fiyatlar genel seviyesindeki hareketlerin fon piyasasındaki fiyat oluşumları ve reel getiriye etkilemesi ve reel aktivitede belirsizliği

arttırmasının hisse senedi fiyatlarına etki edeceği beklentileri bulunmaktadır (Süslü, 2010). Fisher hipotezini genelleştiren görüş, hisse senedi fiyatlarının enflasyon ile birlikte artacağını ve hisse senetlerinin enflasyon karşısında yatırımcıya bir koruma sağlayacağını ileri sürerken, gelişmiş ülkeler üzerine yapılan ilk çalışmalarda, nominal faiz oranlarını yükselttiği için enflasyon ile hisse senetleri arasında negatif bir ilişkinin meydana geldiği ileri sürülmektedir (Nelson, 1976; Fama, 1981). Diğer yandan, enflasyon bir maliyet artışı olarak düşünülmekte ve satış gelirlerinde azalmaya yol açacağı ve hisse senedi fiyatları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olacağı düşünülmektedir. Enflasyonun satış fiyatları kanalıyla nakit akışlarına olumlu bir etki yapması beklenirken, DeFina (1991) enflasyonun maliyete olan etkisinin gelire olan etkisine göre daha çabuk ortaya çıkacağını ve nakit akışına toplam etkisinin olumsuz olacağını vurgulamaktadır. Diğer yandan, Marshall (1992), enflasyon ile hisse senedi fiyatı arasındaki ilişkinin enflasyonun türüne göre şekilleneceğini ileri sürmektedir.

Parasalcı yaklaşımın para arzındaki artışın ekonomik büyümeye katkı sunacağı ve beraberinde hisse senedi getirilerini de etkileyeceği görüşü, para arzı ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif bir ilişki beklentisinin arkasındaki temel düşüncelerden biridir (Friedman and Schwartz, 1963). Para arzı değişkeninin hisse senedi fiyatlarının bir belirleyicisi olarak düşünülmesinin diğer önemli nedenlerinden birisi ise portföy teorisidir. Para arzının artmasından dolayı yatırımcıların parayı ellerinde daha az tutacakları bu yüzden hisse senedi yatırımlarının artacağı düşünülmektedir (Dhakal, Kandil ve Sharma, 1993). Diğer yandan, söz konusu arz artışının enflasyonda meydana getireceği belirsizliğin hisse senedi fiyatlarına enflasyon kanalından da etki edeceği ileri sürülmektedir (Kırbaş-Kasman, 2006).

Döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki ise daha çok dış ticaret dengesi ve uluslararası sermaye akımları açısından değerlendirilmektedir. Dış ticaret etkisini ön plana çıkaran ve geleneksel yaklaşım olarak tanımlanan görüşe göre, ulusal döviz kurunun değer kaybetmesinin ihracatı arttıracığı ve şirketlerin karlılıklarına yansyarak hisse senedi fiyatlarını etkileyeceğı düşünölmektedir. Diđer yandan üretimde yoğun bir şekilde ithal girdi kullanan ölkelerde yerli paranın değer kaybının dışardan enflasyon ithal etmek anlamına geleceğı ve üretimde rekabeti düşöreceğı düşünölmektedir. Portföy yaklaşımında ise hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaların yabancı sermayenin giriş veya çıkışına neden olması ve bu yolla döviz kurunu etkilemesi beklenmektedir. Geleneksel yaklaşımında döviz kurlarından hisse senedine doğru bir etki söz konusuyken, portföy yaklaşımında tersi bir etki beklenmektedir (Granger, Huang ve Yang 2000).

Faiz oranları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki ise iki farklı açıdan değerlendirilmektedir. Faiz oranlarının başlı başına bir maliyet unsuru olması ve ekonomik aktiviteye olan etkisi üzerinden şirketlerin karlarına ve hisse senedi fiyatını belirleyen beklenen nakit akışlarına doğrudan etki ettiğı düşünölmektedir. Diđer taraftan, faiz ve iskonto oranları arasındaki pozitif ilişkiden dolayı artan faiz oranlarının indirgenmiş nakit akımları teorisine göre hisse senedi fiyatlarını doğrudan negatif etkilemesi beklenmektedir (Hashemzadeh ve Taylor, 1988).

İhracat, ithalat ve cari denge gibi dış ticaret verileri ise doğrudan ekonomik aktivitenin bir parçası olduğı için hisse senedi fiyatlarını etkilemesi beklenmektedir. Ancak dış ticaret verilerinin menkul kıymet borsaları ile ilişkisinin ölçüsü ekonominin dışa açıklığı ile yakından alakalı olduğundan, birçok araştırmaya konu edilmelerine rağmen diđer

makroekonomik deęişkenlere kıyasla net bir ilişki kurulamadığı görülmektedir (Gan, Lee, Au Yong, ve Zhang, 2006).

Chen vd. (1986)'nin New York Menkul Kıymet Borsası üzerine yaptığı çalışmada olduğu gibi petrol fiyatları ve hisse senedi piyasası arasında anlamlı bir ilişki bulamayan çalışmalar olmakla birlikte, petrolün önemli bir ihracat ya da ithalat kalemi olduğu ülkelerde petrol fiyatlarının şirketlerin gelirlerini ya da üretim maliyetlerini arttırması kanalıyla hisse senetlerini etkilemesi beklenmektedir (Gan vd. 2006).

Bu alanda ortaya konulan çalışmaların büyük çoğunluğunun hisse senedi piyasalarının ortalama performanslarını yansıtan Standard & Poor's (S&P) 500, Borsa İstanbul (BİST) 100 gibi bileşik endeksler üzerine yapıldığı görülmektedir. Ancak, Ta ve Teo (1985), Maysami vd. (2004) ve Eyüboęlu ve Eyüboęlu (2018) 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 deęişebildiği görülmektedir. Bu noktada, bileşik endekslerden ziyade farklı özelliklere göre hesaplanan endekslerin makroekonomik deęişkenler ile ilişkisinin ortaya konulmasının daha anlamlı sonuçlar vereceęi düşünülmektedir. Bu alandaki literatürün genişletilmesi, ekonomik deęişkenler ile hisse senedi fiyatları arasındaki gerçek etkileşimin ortaya çıkartılmasına katkı sunacaktır.

Bu kapsamda, yapılan araştırmalar neticesinde dünya borsaları için bir ilk niteliğinde olduğu düşünölen Türkiye İhracatçılar Meclisi (TİM) ve BİST işbirliğinde hazırlanan TİM İhracat Endeksi (TIMEX), ihracatçı firmaların borsadaki hisse senedi fiyatlarının

genel eğiliminin ortaya konulması açısından iyi bir gösterge olarak değerlendirilmektedir. İlk olarak, 14.09.2018 tarihinde açıklanan ve bu tarihten itibaren anlık olarak kamuoyu ile paylaşılan endeks, geriye dönük olarak 31.01.2013 tarihine kadar hesaplanmış ve kamuoyu ile paylaşılmıştır. Bir şirketin TIMEX'e dâhil edilmesinin iki temel kuralı bulunmaktadır. Birincisi, BIST'e kote şirketin, TİM İlk 1000 Listesi'nde yer alması veya yıllık finansal raporlarındaki ihracat tutarının söz konusu listenin son sırasında yer alan şirketin ihracat tutarından yüksek olması gerekmektedir. İkincisi ise ocak, şubat ve mart aylarında fiili dolaşımdaki paylarının piyasa değerlerinin günlük ortalamasının 50 milyon TL'nin üzerinde olması gerekmektedir. TİM İlk 1000 Listesi sıralamasına ve şirketlerin fiili dolaşımdaki paylarının piyasa değerlerine göre her yılın mayıs ayında yenilenecek olan endeks, çalışmanın yapıldığı dönem itibariyle 55 ihracatçı şirketi kapsamaktadır (TİM, 2019).

Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasında yapılan birçok akademik çalışma, hisse senedi piyasasında alınacak yatırım kararlarına önemli katkılar sağlayabilmektedir. Söz konusu çalışmaların çoğunluğunun bileşik endeksler, bir kısmının ise sektörel endeksler üzerine yapıldığı görülmektedir. Ancak, bu çalışma, diğerlerinden farklı olarak ihracatçı şirketleri bir araya getiren TIMEX endeksi üzerine yapılmaktadır. Bu sayede, ihracatçı şirketlerin potansiyelini değerlendirmek ve yatırım yapmak isteyen yatırımcıların karar süreçlerine akademik açıdan ışık tutulması ve literatüre katkı sunulması beklenmektedir.

Diğer taraftan, yeni pazar imkânlarının ortaya konulması, verimliliği artırıcı küresel rekabeti gerektirmesi ve döviz kazandırıcı özelliklerinden dolayı birçok ülke, görece daha fazla ihracata dayalı bir ekonomik yapıya ulaşmak istemektedir. Türkiye de birçok teşvik

ve uzun vadeli hedeflerle bu yönde ilerlemeye çalışmaktadır. Bu yüzden, ihracatçı şirketlerin makroekonomik değişkenler ile ilişkisini ortaya koyan bu çalışmanın, politika yapıcılara, ihracatçı şirketlere destek olma ve sayılarını arttırabilme konusunda yol gösterebileceği düşünülmektedir.

Bu alanda yapılan birçok çalışmada, ihracat ile borsa endeksi arasındaki ilişki döviz kuru üzerinden değerlendirilmektedir. İhracat ürünlerine olan talebin fiyat esnekliği yüksek olan ülkeler kurdaki değer kaybı sonucu avantajlı konuma geçmekte ve şirketlerinin karlılıkları artmaktadır (Geske ve Roll, 1983). Özellikle geleneksel döviz kuru yaklaşımının bir sonucu olarak ihracatın payının yüksek olduğu ekonomilerde döviz kurunda yaşanan değişimlerin ekonomik performansa ve hisse senedi fiyatlarına doğrudan yansıtacağı düşünülmektedir (Kırbaş-Kasman, 2006). Dünya Bankası 2018 yılı verilerine göre, mal ve hizmet ihracatının GSYH'ye oranı sıralamasında, Türkiye %29,6 ile 130 ülke arasında 90. sırada yer almaktadır (World Bank, 2019). Bu yüzden, ihracat yoğun bir ekonomi modeli olmayan Türkiye'de, bileşik endeks üzerine yapılan çalışmalarda, geleneksel yaklaşıma uygun olmayan sonuçlar ile karşılaşmaktadır (Altay, 2003; Turan, 2011). Bununla birlikte farklı ülkeler üzerine yapılan birçok çalışmada da dış ticaret rakamları ile hisse senedi fiyatları arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna varılmaktadır. Ancak bu çalışma sayesinde, bu ilişkinin sadece ihracatçı şirketler üzerinden, doğrudan ihracat verileri de modele dâhil edilerek analiz edilmesi amaçlanmaktadır.

TIMEX'in en önemli amaçları arasında, yatırımcıların ihracatçı şirketlerin performanslarını yakından takip edebilmeleri ve endekse özel yatırımcıların arttırılması sayılmaktadır (TİM, 2018). Bunun sonucunda yeni bir ihracatçı şirketin halka arzı

durumunda kurumsal yatırımcısının hazır olabileceği ve bunun da ihracatçı şirketleri halka arz konusunda teşvik edeceği belirtilmektedir (Çetinkaya, 2018). TIMEX'in makroekonomik değişkenler ile ilişkisinin ortaya konulması sayesinde, endeksin tahmin edilebilirliğinin artırılmasına, yatırımcıların TIMEX konusunda yapacakları değerlendirmelere, kurumsal yatırımcı oluşturma hedefine ve sermaye piyasalarının derinliğinin artırılmasına katkı sunulabileceği düşünülmektedir. Ayrıca TIMEX, ilk defa 2018 Eylül ayı itibariyle yayımlanmaya başladığından dolayı, bu araştırma, endeks üzerine yapılan ilk akademik çalışmalardan birisi olacaktır.

Bu çalışmada, literatürde borsa endekslerinin en önemli belirleyicileri olarak kullanılan döviz kuru, faiz oranı, enflasyon, reel ekonomik aktivite ve endeks ile doğrudan ilişkili olduğu düşünülen ihracat miktarı gibi makroekonomik değişkenler ile TIMEX arasındaki ilişkinin araştırılması amaçlanmaktadır. Literatürde, birçok endeks ile döviz kuru, faiz oranı, enflasyon ve reel ekonomik aktivite arasında anlamlı ilişkiler ortaya konulurken, dış ticaret verileri ile böylesi bir ilişkinin çoğunlukla ortaya konulamadığı görülmektedir (Gan vd. 2006). Ancak bu çalışma, sadece ihracatçı şirketleri kapsamından dolayı TIMEX ile ihracat arasında anlamlı bir ilişki kurulabileceği hipotezini savunmaktadır.

Söz konusu makroekonomik değişkenler ve endeks arasındaki ilişki iki farklı açıdan değerlendirilmeye çalışılacaktır. Zaman serilerinin uzun vadeli eşbütünleşme durumlarını analiz edebilmek için Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) sınır testi yaklaşımı kullanılacaktır. Ayrıca, uzun vadeli ortak hareketin yanında değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü tayin edebilmek adına Vektör Otoregresyon (VAR) tabanlı Granger (1969) nedensellik testi uygulanacaktır.

Çalışmanın bundan sonraki bölümünde hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaları özetleyen literatür taraması verilmektedir. Veri ve Metodoloji bölümünde, kullanılan veri seti ve izlenecek olan analiz yöntemi anlatılmaktadır. Bulgular bölümünde yapılan analizlerin sonuçları ortaya konulmaktadır. Sonuç ve Değerlendirme kısmında ise ortaya çıkan sonuçlar tartışılmakta, literatürdeki çalışmalar ile karşılaştırılmakta ve politika önerileri sunulmaktadır.





BÖLÜM II

LİTERATÜR

Hisse senetlerindeki fiyat davranışları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırıldığı literatürde, araştırmaya konu edilen değişken veya değişkenler, üzerinde çalışılan ülke grupları ve kullanılan yöntemler açısından birçok farklı çalışmanın yapıldığı görülmektedir.

Reilly vd. (1970), Eylül 1937-Aralık 1968 dönemini kapsayan çalışmalarında ABD hisse senedi piyasasında hisse senedi getirilerinin yatırımcının alım gücünü enflasyon karşısında koruyup koruyamadığını incelemişlerdir. Çalışma dönemini “enflasyonist” “deflasyonist” ve “görece enflasyonist olmayan” özelliklerden birine sahip olacak şekilde 11 alt döneme ayırmışlardır. Enflasyonist olarak kabul ettikleri 5 alt dönemi ise 5 farklı bileşik borsa endeksi ile kıyaslamışlardır. Söz konusu enflasyonist alt dönemlerin üçünde hisse senedi getirileri pozitif iken ikisinde negatif olarak gerçekleşmiştir. Ancak negatif nominal getiri elde edilen dönemlerin yanında pozitif getiri sağlanan alt dönemlerde dahi enflasyonun üzerinde bir getiri elde edilememesi, hisse senetlerinin yatırımcıları enflasyondan koruma konusunda yetersiz kaldığının bir göstergesi olarak ortaya konulmuştur.

1976 yılında gerçekleştirilen 34. Amerikan Finans Birliği toplantısında sunulan, hisse senetlerinin yatırımcıları enflasyona karşı koruyabilme kapasitesi ve Fisher hipotezinin hisse senetlerine ne ölçüde genelleştirilebileceğinin araştırıldığı üç farklı makale görülmektedir. Bodie (1976), Ocak 1953-Aralık 1972 dönemine ait New York Menkul Kıymetler Borsası verilerini kullanarak standart doğrusal regresyon yöntemiyle yaptığı

çalışmada beklenen ve beklenmeyen enflasyon ile hisse senedi getirileri arasında negatif bir ilişki ortaya koymuştur.

Benzer yöntemler ile Ocak 1953-Aralık 1971 arasındaki veriler üzerine çalışan Jaffe ve Mandelker (1976) ve Ocak 1953-Haziran 1974 arasındaki veriler üzerine çalışan Nelson (1976) da Bodie (1976) ile aynı şekilde hisse senedi getirileri ile beklenen ve beklenmeyen enflasyon arasında negatif bir ilişki bulmuşlardır.

Gultekin (1983), II. Dünya Savaşı sonrası dönem için 26 ülke üzerinde Ocak 1947-Aralık 1979 dönemi verilerini kullanarak etkin piyasalar hipotezi ve Fisher hipotezinin hisse senedi piyasalarındaki geçerliliğini test etmiştir. En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ve Bütünleşik Otoresif Hareketli Ortalama (ARIMA) modelinin kullanıldığı çalışmada, etkin piyasalar hipotezine aykırı bir biçimde enflasyon ve hisse senedi fiyatları arasında bir ilişki olduğu gözlenmiştir. Özellikle kısa dönemli veriler için ise Fisher hipotezinin aksine enflasyon ve hisse senedi getirileri arasında negatif bir ilişki bulunurken daha uzun süreli veriler üzerine çalışıldığında ABD'nin de içinde bulunduğu bazı ülkeler için pozitif ilişkiler tespit edilmiştir.

Thornton (1993), Londra Menkul Kıymetler Borsası (LSE) üzerine yaptığı çalışmasında hisse senetlerindeki fiyat hareketleri ile reel ekonomik aktive ve para arzı arasındaki nedensellik ilişkisini 1963: 1. çeyrek-1990: 4. çeyrek dönemi için incelemiştir. Uyguladığı Granger nedensellik testi sonucunda hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru bir nedensellik bulurken, para arzı ve hisse senedi fiyatları arasında çift taraflı bir nedensellik tespit etmiştir. Ayrıca ekonomik aktivitedeki volatilitenin hisse senedi fiyatları volatilitisini artırdığını ifade etmektedir.

Boudouk ve Richardson (1993), enflasyon ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi ABD için 1802-1990, İngiltere için ise 1820-1988 gibi uzun bir zaman aralığında incelemiştir. En küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen modelin sonucu Fisher hipoteziyle uyumlu bir sonuç vermiştir. Buna göre, kısa zaman aralıkları için yapılan çalışmaların aksine söz konusu dönemde hisse senedi getirileri ve enflasyon arasında pozitif bir ilişki tespit etmişlerdir. Ancak Boudouk ve Richardson (1993) yaptıkları analizde geniş bir zaman aralığını kullanmış olmalarına rağmen tespit ettikleri ilişki uzun vadeli ilişki olarak tanımlanmamaktadır. Getiri oranı ve enflasyon artışı gibi durağanlaştırılmış seriler ile yapılan analizlerde seriler uzun vadeli karakterlerini kaybettikleri için bu tür analizler uzun vadeli değil, geniş dönemli çalışmalar olarak değerlendirilmektedir. Valkanov (2003), Boudouk ve Richardson (1993) gibi geniş zaman aralığını kapsayan verileri kullanarak yapılan çalışmaların zaman serileri arasında yapısal bir ilişki olup olmamasına bakılmaksızın istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler ortaya çıkardığını belirtmektedir. Dolayısıyla geniş dönemler için yapılan çalışmalarda istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşılsa da, bu durum her zaman değişkenler arasında uzun vadeli yapısal ilişkilerin var olduğu anlamına gelmemektedir.

İlk olarak Granger (1981) tarafından ortaya konulan ve zaman serilerinin doğrusal kombinasyonlarının durağan olması anlamına gelen eşbütünleşme (cointegration) kavramı, seriler arasındaki uzun vadeli ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. İlk olarak Engle ve Granger (1987) tarafından modellenerek test edilebilir hale getirilmiştir. Ancak bu testin bazı zayıf yönleri olduğunu düşünen Johansen (1988), Engle ve Granger eşbütünleşme testini geliştirerek Johansen eşbütünleşme testini ortaya koymuştur. Eşbütünleşme testleri, hata düzeltme modeli ile yapılması ve uzun vadeli ilişkinin dinamik

bir şekilde takip edilebilmesi sayesinde ekonomik deęişkenler ve borsa endeksleri arasındaki ilişkilerin ölçülebilmesi konusunda en çok tercih edilen yöntemlerin başında gelmektedir (Maysami vd., 2004).

Serletis (1993), Ocak 1970-Mayıs 1988 dönemi için Standard&Poor's kompozit endeksi ve para arzı arasındaki ilişkiyi Engle ve Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerini birlikte uygulayarak incelemiştir. Yapılan analiz sonucunda para arzı ve hisse senedi fiyatları arasında uzun vadeli bir ilişki olmadığını ortaya koymuştur.

Mukherjee and Naka (1995), reel ekonomik aktivite, para arzı, döviz kuru, enflasyon, kısa ve uzun dönemli faiz oranları olmak üzere altı farklı makroekonomik deęişken ile Tokyo Borsa Endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir. Ocak 1971-Aralık 1990 dönemine ait veriler kullanılarak yapılan Johansen (1988) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre hisse senedi fiyatlarının uzun dönemde reel ekonomik aktivite, para arzı, döviz kuru ve kısa vadeli faiz oranlarıyla pozitif, enflasyon ve uzun dönemli faiz oranlarıyla negatif bir ilişkisi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Mookerjee ve Yu (1997), küçük ve açık bir ekonomi olarak tanımladıkları Singapur üzerine yaptıkları çalışmada geniş ve dar kapsamlı para arzı, döviz kuru ve döviz rezervi ile hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme testi ile incelemiştir. Ekim 1984-Nisan 1993 dönemini kapsayan çalışmanın sonucunda, hisse senedi fiyatları ile para arzları ve döviz rezervi arasında anlamlı bir ilişki bulunurken döviz kuru ile bulunamamıştır. Ayrıca yapılan Granger nedensellik testi sonucunda, hisse senetleri ile döviz rezervleri arasında çift yönlü, hisse senedi

fiyatlarından dar kapsamlı para arzına ve geniş kapsamlı para arzından da hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmişlerdir.

Durukan (1999), bir gelişmekte olan ülke örneği olarak ele aldığı Türkiye’de faiz oranı, sanayi üretimi, döviz kuru, para arzı ve enflasyon gibi makroekonomik değişkenler ile BIST 100 hisse senedi fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi adimsal regresyon analizine tabi tutmuştur. Ocak 1986-Aralık 1998 arasındaki veriler kullanılarak yapılan çalışmada BIST 100 ile faiz oranı arasında negatif, sanayi üretimi arasında ise pozitif bir ilişki tespit etmiştir. Döviz kuru, para arzı ve enflasyon ile ise anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Ayrıca Durukan (1999), hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olan değişkenin faiz oranı olduğunu belirtmektedir.

Muradođlu vd. (2000) 19 farklı gelişmekte olan ülkeye ait hisse senedi fiyat performansları ile sanayi üretim endeksi, S&P 500 endeksi, faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testine tabi tutmuştur. 1976-1997 yılları arasındaki dönem için yapılan çalışmada, 12 ülke için söz konusu makroekonomik değişkenlerin en az birisi ile hisse senedi getirileri arasında Granger nedenselliđi bulunurken, Türkiye herhangi bir nedensellik bulunamayan ülkeler arasında yer almaktadır. Hiç bir ülke için sanayi üretiminden hisse senedi getirilerine doğru bir nedensellik söz konusu değilken sadece Hindistan ve Meksika’da tersi yönde nedensellik tespit edilmiştir. Ayrıca, hisse senedi getirileri ve makroekonomik değişkenler arasında sadece Arjantin ve Meksika’da çift taraflı bir nedensellik tespit edilmiş olup, yazarlar bu durumun menkul kıymet piyasalarının küresel finansal pazarlar ile entegrasyonu ve borsada yabancı payının yüksekliđi ile bağlantılı olduğunu savunmaktadırlar.

Maysami ve Koh (2000), Mukherjee and Naka (1995)'nin Japonya için yaptıkları çalışmayı Singapur için gerçekleştirmişler ve Ocak 1988-Ocak 1995 dönemi verilerini kullanarak Johansen (1988) eşbütünleşme testini uygulamışlardır. Hisse senedi fiyatları ile para arzı, enflasyon, faiz oranı ve döviz kuru arasındaki ilişkinin yanı sıra Japonya ve ABD borsaları arasındaki ilişkiyi de araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda Singapur Borsası'nın yabancı borsalar ve kısa vadeli faizler ile pozitif, uzun vadeli faizler ve döviz kuru ile ise uzun dönemli negatif bir ilişkiye sahip olduğu ortaya konulmuştur. Hisse senedi fiyatlarının enflasyon ve para arzı ile anlamlı bir ilişkisi bulunamamıştır. Yazarlar, söz konusu sonuçların küçük ve açık bir ekonomi olan Singapur'un dış faktörlere olan hassasiyetinin bir göstergesi olduğunu vurgulamaktadırlar.

Nieh ve Lee (2001), Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Birleşik Krallık ve ABD tarafından oluşturulan G-7 ülkelerinin borsa performansları ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Ekim 1993-Şubat 1996 yılları arasındaki veriler kullanılarak yapılan çalışmada Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri birlikte uygulanmıştır. Yapılan analiz neticesinde hiç bir G-7 ülkesinde döviz kurları ve borsa endeksleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisine ulaşılamamıştır. Ancak kısa dönemde, kurdaki değer kaybının bir sonraki gün Almanya borsaları üzerinde negatif, Kanada ve Birleşik Krallık borsaları üzerinde ise pozitif etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca hisse senedi fiyatlarındaki artışın aynı dönemde İtalya ve Japonya'da döviz kurunda değer kaybına neden olduğu ortaya konulmuştur.

Ibrahim ve Aziz (2003), Kuala Lumpur Borsası'nda işlem gören hisse senedi fiyatları ve reel ekonomik aktivite, para arzı, enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi Ocak 1977-Ağustos 1998 dönemi için araştırmışlardır. Uzun dönemli ilişkinin incelenmesi için

Johansen eşbütünleşme testini uygulayan yazarlar kısa dönemli ilişkinin incelenmesi için ise VAR modeline dayanan varyans ayrıştırma ve etki-tepki fonksiyonları kullanmışlardır. Yapılan analizlerin sonucunda hisse senetleri ile uzun vadede ekonomik aktivite ve enflasyon arasında pozitif, para arzı ve döviz kuru arasında ise negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Kısa vadede ekonomik aktivite ve enflasyon uzun vade ile uyumlu bir biçimde pozitif ilişki sergilerken para arzı ve döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında kısa vadede net bir ilişki ortaya konulamamıştır.

Dritsaki-Bargoita ve Dritsaki (2004), Yunanistan'da işlem gören hisse senedi fiyatları ile sanayi üretimi, faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Eylül 1988-Haziran 2003 dönemi için incelemişlerdir. Yapılan Johansen eşbütünleşme testi sonucuna göre uzun vadede hisse senedi fiyatları ile sanayi üretimi arasında pozitif, faiz ve enflasyon arasında ise negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise borsa endeksi ve sanayi üretimi arasında çift yönlü bir nedensellik tespit edilirken enflasyon ve faiz oranlarından hisse senetlerine tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

Mutan ve Çanakçı (2007), Ocak 2000-Nisan 2007 dönemi için sanayi üretimi, para arzı ve enflasyon ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi BIST 100 örneği üzerinden incelemişlerdir. Kurdukları çoklu doğrusal regresyon modelini en küçük kareler yöntemiyle tahmin eden yazarlar, hisse senedi getirileri ile para arzı arasında pozitif, enflasyon arasında ise negatif bir ilişki tespit ederken sanayi üretimi ile istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edememişlerdir.

Turan (2011), Ocak 1986-Aralık 2008 dönemini kapsayan çalışmasında, BIST 100 ile ABD doları/TL döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) arasındaki ilişkiyi

incelemiştir. Çalışma, BIST 100 ile ABD doları/TL döviz kuru ve TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. ABD doları/TL döviz kuru ile negatif, TÜFE ile ise pozitif bir ilişki tespit etmiştir. Ayrıca, döviz kuru ve TÜFE'den BIST 100'e doğru bir Granger nedensellik olduğu sonucuna varmıştır.

Caporale-Hunter vd. (2014), 6 gelişmiş ülke üzerine yaptıkları çalışmada 2007-2010 arasındaki bankacılık krizinin döviz kuru ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiye olan etkisini araştırmışlardır. ABD, İngiltere, Kanada, Japonya, Euro Bölgesi ve İsviçre üzerine yapılan çalışmada Ağustos 2003-Aralık 2011 dönemi verileri kullanılmıştır. Kurulan iki değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli sonucunda ABD ve İngiltere için hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına, Kanada için döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına ve Euro Bölgesi ve İsviçre için çift taraflı kısa vadeli nedensellik tespit etmişlerdir. Varyanstaki nedensellik testi sonuçlarının ise ABD'de hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına, Japonya'da döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına ve İsviçre ve Kanada'da ise çift taraflı bir nedenselliğe işaret ettiğini ortaya koymuşlardır.

Kotha ve Sahu (2016), Bombay Menkul Kıymetler Borsası endeksi ve toptan satış fiyat endeksi, döviz kuru, faiz oranları ve para arzı arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemişlerdir. Temmuz 2001-Temmuz 2015 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmıştır. Uzun vadeli ilişkinin araştırılması için yapılan Johansen eşbütünleşme testi sonucunda makroekonomik değişkenler ile borsa endeksi arasında uzun vadeli bir ilişkinin varlığını saptamışlardır. Fiyat endeksi ve para arzı ile pozitif, faiz oranı ile ise negatif anlamlı bir ilişkiye ulaşmışlardır. Kısa vadeli ilişkiyi açıklaması için ise serilerin seviye değerlerinde analize tabi tutulabilmelerine imkân tanıyan ve Granger nedensellik

testi yönteminin geliştirilmesiyle ortaya konulan Toda-Yamamoto (1995) Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Yapılan analiz sonucunda hisse senedi endeksi ve döviz kuru arasında çift taraflı bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Plihal (2016), Almanya hisse senedi piyasasında etkin piyasalar hipotezini test etmek amacıyla DAX endeksi ile sanayi üretimi, para arzı, enflasyon, faiz oranı, döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi ile analiz etmiştir. Ocak 1999-Eylül 2015 dönemini kapsayan çalışma sonucunda hisse senedi fiyatlarından sanayi üretimi ve faiz oranlarına doğru tek taraflı, para arzı ve hisse senedi fiyatları arasında ise çift taraflı bir nedensellik tespit etmiştir. Analize dâhil edilen makroekonomik değişkenlerin hiç birisinden hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik tespit edilememiştir. Bu sonuç, etkin piyasalar hipotezinin Almanya hisse senedi piyasası için geçerliliğini ortaya koymuştur.

Diğer yandan, literatürde Engle ve Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerine göre birçok avantajı ve kolaylığı beraberinde getiren, Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya konulan ARDL sınır testi yaklaşımının zaman serileri arasındaki uzun vadeli ilişki analizi için kullanıldığı görülmektedir. ARDL modelinin en önemli avantajı olarak, analize konu edilen zaman serilerinin aynı derecede bütünleşik olma zorunluluğunu ortadan kaldırması görülmektedir. Ayrıca bu modelde kullanılan kısıtsız hata düzeltme modeli özellikle küçük boyutlu örneklem için daha güvenilir sonuçlar vermektedir (Mah, 2000).

Yusof ve Majid (2007), Malezya borsa endeksi ile sanayi üretimi, para arzı, reel efektif döviz kuru, tahvil faiz oranı ve ABD Merkez Bankası (FED) kısa vadeli faiz oranı

arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmışlardır. Mayıs 1999-Şubat 2006 arasındaki aylık verileri kullanılarak yapılan eşbütünleşme testinde ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Yapılan çalışmanın sonucunda Malezya borsa endeksi ile para arzı, FED faiz oranı ve sanayi üretimi arasında pozitif, reel efektif kur ile negatif bir ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Endeks ile devlet tahvil faizleri arasında ise anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Hasan ve Nasir (2008), Pakistan Karaçi Borsası üzerine yaptıkları çalışmada, borsa endeksi ile sanayi üretimi, enflasyon, para arzı, döviz kuru, yabancı portföy yatırımı, faiz oranı ve petrol fiyatı arasındaki uzun ve kısa vadeli ilişkiyi ARDL sınır testi yaklaşımı ile test etmişlerdir. Haziran 1998-Haziran 2008 dönemini kapsayan çalışma sonucunda makroekonomik değişkenler ve borsa endeksi arasında eşbütünleşme ilişki tespit etmişlerdir. Uzun vadede, borsa endeksi ile para arzı arasında pozitif, döviz kuru ve faiz oranları arasında ise negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir. Kısa vadeli ilişkilerin tespiti için kurulan hata düzeltme modeli sonucunda ise kısa vadede borsa endeksi ile para arzı ve yabancı portföy yatırımları arasında pozitif, faiz oranları ve döviz kuru arasında ise negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir.

Akel ve Gazel (2014), BIST SINAI endeksi ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yaklaşımı ile test etmişlerdir. Endeks ile küresel dolar endeksi (DXY), Euro/TL döviz kuru ve reel efektif döviz kuru endeksi arasındaki ilişkiyi Ocak 2005-Aralık 2013 arasındaki aylık veriler üzerinden analiz etmişlerdir. Buna göre uzun dönemde endeks ile DXY ve Euro/TL döviz kuru arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir. Kurulan hata düzeltme modeli ile kısa dönemde DXY ve Euro/TL döviz kuru ile negatif, reel efektif döviz kuru endeksi ile pozitif bir ilişki tespit etmişlerdir.

Eyübođlu ve Eyübođlu (2018), BIST üzerine yaptıkları alıřmalarında, dvız kurları ve BIST 100 ve 23 sektr endeksi arasındaki uzun ve kısa dnemli iliřkiyi Ocak 2011-Mayıs 2016 dnemindeki gnlk veriler zerinden incelemiřlerdir. ARDL sınır testi yaklařımı ile eřbtnleřme testi uygulayan yazarlar, Toda-Yamamoto testi ile de seriler arasındaki nedenselliđi incelemiřlerdir. Yapılan analizler neticesinde dvız kurları ile sadece tekstil deri, ticaret ve teknoloji endeksleri arasında uzun dnemli bir iliřki tespit edilmiřtir. Sz konusu iliřki uzun dnemde pozitif olurken, kısa dnemde negatif olduđu ortaya konulmuřtur. Nedensellik testi sonucunda ise birkaç endekste ki istisnalar dıřında dvız kurlarından endekslere dođru bir nedensellik tespit etmiřlerdir.

Finansal piyasaların uluslararası sermaye akımlarına ve portfy teorisinin bir sonucu olarak para arzı miktarına olduka hassas olduđu grlmektedir. Bunun bir sonucu olarak reel faaliyetler ile zellikle dıř ticaret ile borsa endeksi arasındaki iliřkinin zayıfladıđu grlmektedir. Diacogiannis, Tsiritakis ve Manolas (2001), Altay (2003), Aktař ve Akdađ (2013) dıř ticaret ile bileřik borsa endeksleri arasında istatistiki olarak anlamlı iliřkiler bulunamayan alıřmalara rnek gsterilebilir. Ancak, literatrde anlamlı iliřkilerin bulunduđu alıřmalar da mevcuttur.

Dođrudan ihracatın borsaya olan etkisini arařtıran Altay (2003), Almanya ve Trkiye zerine arbitraj fiyatlama modelini kullanarak yaptıđu faktr analizinde enflasyon, ihracat miktarı, ithalat miktarı, dvız kuru, sanayi retimi ve faiz oranının hisse senedi getirileri zerindeki etkisini incelemiřtir. Almanya iin Ocak 1988, Trkiye iin Ocak 1993'te bařlatılan rnekleme dnemi Haziran 2002'de sonlandırılmıřtır. Yapılan analiz sonucunda, Almanya'da beklenmeyen faiz ve enflasyon oranının getiriler zerinde anlamlı bir etkisi gzlemlenirken, Trkiye iin deđiřkenlerden hibiri anlamlı bir sonu vermemiřtir. Bu

çalışmada, ihracatın gerek gelişmiş ülke örneği olarak kabul edilen Almanya, gerek gelişmekte olan ülke örneği olarak alınan Türkiye için hisse senedi fiyatları üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı ortaya konulmuştur.

Özer vd. (2011), Ocak 1996-Aralık 2009 dönemi verileri ile BIST üzerine yaptıkları çalışmalarında, BIST 100 endeksi ile dış ticaret dengesi, sanayi üretimi, faiz oranı, para arzı, altın fiyatları, ABD doları/TL döviz kuru ve TÜFE enflasyonu arasındaki ilişki araştırmışlardır. Yapılan ikili Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre borsa ile dış ticaret dengesi, TÜFE, altın, para arzı ve sanayi üretim endeksi arasında uzun vadeli ilişki olduğu tespit edilmiştir. En küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen regresyon denkleminde ise tüm değişkenler için istatistiki olarak anlamlı katsayılar ulaşılmıştır. Buna göre, borsa endeksi ile faiz oranı ve dış ticaret dengesi arasında negatif bir ilişki tespit edilirken diğer makroekonomik değişkenler ile pozitif bir ilişki ortaya konulmuştur. Yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise enflasyon, dış ticaret dengesi ve faiz oranından BIST 100 endeksine doğru, BIST 100 endeksinden para arzı, sanayi üretimi ve altın fiyatına doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. ABD doları/TL döviz kuru ile BIST 100 arasında ise herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir.

Aktaş ve Akdağ (2013), BIST 100 endeksi ile ihracat, faiz oranı, TÜFE, ABD doları/TL döviz kuru, Euro/TL döviz kuru, işsizlik oranı, sanayi üretimi, kapasite kullanım oranı, altın fiyatları, tüketici güven endeksi ve ham petrol fiyatı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Ocak 2008-Aralık 2012 dönemini kapsayan çalışmada kurulan regresyon modeli en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiştir. Değerlendirilen değişkenler arasında, faiz oranı, TÜFE, ABD doları/TL döviz kuru, kapasite kullanım oranı ve tüketici güven endeksi ile BIST 100 endeksi arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Granger

nedensellik testi sonuçlarına göre ise borsa ile faiz ve kapasite kullanım oranı arasında çift yönlü bir nedensellik tespit edilirken, tüketici güveni, TÜFE ve ABD doları/TL kurundan BIST 100'e doğru tek yönlü bir nedensellik ortaya konulmuştur. Bu çalışmada, gerek regresyon modelinde gerek nedensellik analizinde ihracat tutarı ile BIST 100 endeksi arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmemiştir.

Coşkun, Kiracı ve Muhammed (2016), BIST 100 endeksi ile ihracat, ithalat, faiz oranı, ABD doları/TL döviz kuru, sanayi üretimi ve altın fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Ocak 2005-Eylül 2015 dönemini kapsayan analizde uygulanan Granger nedensellik testi sonucunda döviz kurundan BIST 100 endeksine, BIST 100 endeksinden ise ihracat, ithalat ve sanayi üretimine doğru tek yönlü bir nedensellik ortaya konulmuştur.

İhracatın bileşik borsa endeksleri ile olan ilişkilerini inceleyen çalışmaların birçoğunda anlamlı ilişkiler tespit edilememiştir. Ancak sektörel çalışmalarda, bileşik borsa endeksine kıyasla ihracat yoğun sektörler ile ihracat ve önemli bir ihracat belirleyicisi olan döviz kurları arasında daha anlamlı ilişkiler olduğu görülmektedir. Birçok çalışmada dış ticaret verilerine doğrudan yer verilmemesine rağmen dış ticaret ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin döviz kuru üzerinden değerlendirilmeye çalışıldığı görülmektedir. Özellikle sektörel ayırım yapılarak yapılan analizlerde ihracat odaklı sektörlerin kur ile olan yakın ilişkisi ortaya konulmaktadır.

Lin (2012), 6 gelişen Asya ülkesi hisse senedi piyasası üzerinde yaptığı çalışmada, borsa endekslerinin döviz kurları ile olan ilişkisini araştırmıştır. Ocak 1986-Aralık 2010 dönemine ait veriler ile yapılan çalışmada, endeks ve döviz kurları arasındaki uzun

dönemli eşbütünleşme ve Granger nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Özellikle kriz dönemlerindeki ilişkiyi analiz etmeyi amaçlayan yazar, 1990'ların başındaki döviz piyasası serbestleşmesini, 1997 Asya krizini ve 2008 küresel finans krizini kapsayan bir veri dönemi seçmiş ve 4 alt döneme ayırarak analiz etmiştir. Bu dönemler, piyasa serbestleşmesinin yaşandığı Ocak 1986-Temmuz 1997, Asya krizinin yaşandığı Temmuz 1997-Temmuz 1999, sakin dönem olarak adlandırılan Ağustos 1999- Şubat 2000 ve küresel krizin yaşandığı Mart 2008-Aralık 2010 arasındaki dönemlerdir. Özellikle ihracatçı sektörlerde ilişkinin daha güçlü olacağını düşünen yazar, söz konusu ilişkiyi iç tüketim ve ihracata odaklı sektörel endeksler üzerinden ayrı ayrı analiz etmiştir. Yapılan sınır testi sonucunda, bütün veri dönemini kapsayan analizde borsa endeksleri ve döviz kurları arasında uzun vadeli bir ilişki bulunamazken kriz dönemlerini kapsayan alt dönemlerde uzun vadeli ilişki ortaya konulmaktadır. Diğer yandan yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre daha çok hisse piyasasından döviz kuruna doğru bir nedensellik tespit edilirken, söz konusu nedenselliğin piyasanın sakin olduğu alt dönemde ortadan kalktığı, kriz dönemlerinde daha çok ortaya çıktığı görülmüştür. Sektörel nedensellik analizi, kur ve hisse senedi arasındaki ilişkinin ihracat odaklı sektörlerde, iç tüketime odaklı sektörlerden daha güçlü olmadığını göstermektedir. Bu durum aradaki ilişkinin uluslararası ticaret akımlarından ziyade sermaye akımlarınca belirdiği şeklinde yorumlanmaktadır.

Maysami vd. (2004), Singapur üzerine yaptıkları çalışmada finans, otel ve emlak endeksleri ile para arzı, faiz oranı, tüketici fiyat endeksi, sanayi üretimi ve döviz kurları arasındaki uzun vadeli ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile analiz etmişlerdir. Ocak 1989-Aralık 2001 dönemini kapsayan çalışmada her endeks için farklı sonuçlar elde

edilmiştir. Finans endeksi ile tüketici fiyat endeksi ve kısa vadeli faiz oranı arasında pozitif, döviz kuru ve uzun vadeli faiz oranları arasında ise negatif ilişki ortaya konulmuştur. Emlak endeksi ile tüketici fiyat endeksi, kısa vadeli faiz oranı, para arzı ve sanayi üretimi arasında pozitif, döviz kuru ve uzun vadeli faiz oranı arasında ise negatif ilişki bulunmuştur. Otel endeksi ile sanayi üretimi ve döviz kuru arasında pozitif, tüketici fiyat endeksi arasında ise negatif ilişki tespit edilmiştir. Bu çalışmada, endeksler ve döviz kuru arasındaki ilişkinin dış ticaret bağlamında değerlendirildiği görülmektedir. Çoğu çalışmada döviz kurlarındaki bir artışın ihracatı arttıracığı ve endekse pozitif yansıtacağı değerlendirilirken, bu çalışmada Singapur kompozit endeksiyle birlikte finans ve emlak endekslerinin döviz kuru ile olan ilişkisinin negatif olduğu görülmektedir. Yazarlar bu durumu ihracat değil ithalat üzerinden değerlendirmektedirler. Singapur, yüksek ihracat oranlarına rağmen üretimde yüksek ithal girdi kullandığı için döviz kurundaki artışın üretimde maliyet artışı anlamına geldiği ve ithal enflasyona neden olduğu vurgulanmaktadır. Bunun sonucu olarak kurdaki değer kaybının üretime olan negatif etkisinin ihracata olan pozitif etkisine göre ağır bastığı ve endekse toplamda negatif etki yaptığı görülmektedir. Ancak diğer taraftan, doğrudan hizmet ihracatı yapan otel endeksinin döviz kuru ile olan ilişkisinin pozitif olduğu ortaya konulmuştur. Bu durum, borsanın genelinde negatif ilişki kurulmasına rağmen ihracat yoğun sektörlerin özelinde pozitif ilişki görülebileceğini ortaya koymaktadır.



BÖLÜM III

VERİ ve METODOLOJİ

Şubat 2013-Ocak 2019 tarihleri arasındaki 72 aylık veri setini kapsayan bu çalışmada yer alan değişkenlerin açıklayıcı isimleri, kısaltmaları ve veri kaynakları Tablo 3.1’de gösterilmektedir. Çalışmada kullanılacak olan döviz kurunun temsilcisi olarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından günlük olarak açıklanan ve Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) aracılığıyla yayımlanan ABD Doları/TL alış kuru (FX), faiz oranının temsilcisi olarak 2 yıllık gösterge niteliğindeki Devlet İç Borçlanma Senedi faiz oranının (FAIZ) günlük kapanış değerlerinin aylık ortalamaları alınmıştır. İhracat verisi olarak Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından aylık bazda açıklanan mevsim ve takvim etkisinden arındırılmış ihracat (EX) rakamları kullanılmıştır. Enflasyon verisi olarak ise aylık bazda açıklanan Tüketici Fiyat Endeksi (TUFİ) çalışmaya dahil edilmiştir. Milli gelir hesapları, TÜİK tarafından çeyreklik bazda açıklanmasından dolayı ekonomik aktivitenin temsilcisi olarak ise GSYH ile önemli ölçüde birlikte hareket eden ve TÜİK tarafından açıklanan mevsim ve takvim etkisinden arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi (SAN) verileri kullanılmıştır. Bu çalışmada yapılan analizlerde Gretl ve EViews 9.0 ekonometri paket programlarından yararlanılmıştır.

Değişken Kodu	Değişken Adı	Dönem	Kaynak
TIMEX	TİM İhracat Endeksi	2013:02-2019:01	Borsa İstanbul
EX	Mevsim ve Takvim Etkisinden Arındırılmış İhracat Miktarı	2013:02-2019:01	TÜİK
FX	ABD Doları/TL Alış Kuru	2013:02-2019:01	TCMB EVDS
FAIZ	Gösterge Tahvil Faizi	2013:02-2019:01	Reuters
SAN	Mevsim ve Takvim Etkisinden Arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi	2013:02-2019:01	TÜİK
TUFE	Tüketici Fiyat Endeksi	2013:02-2019:01	TÜİK

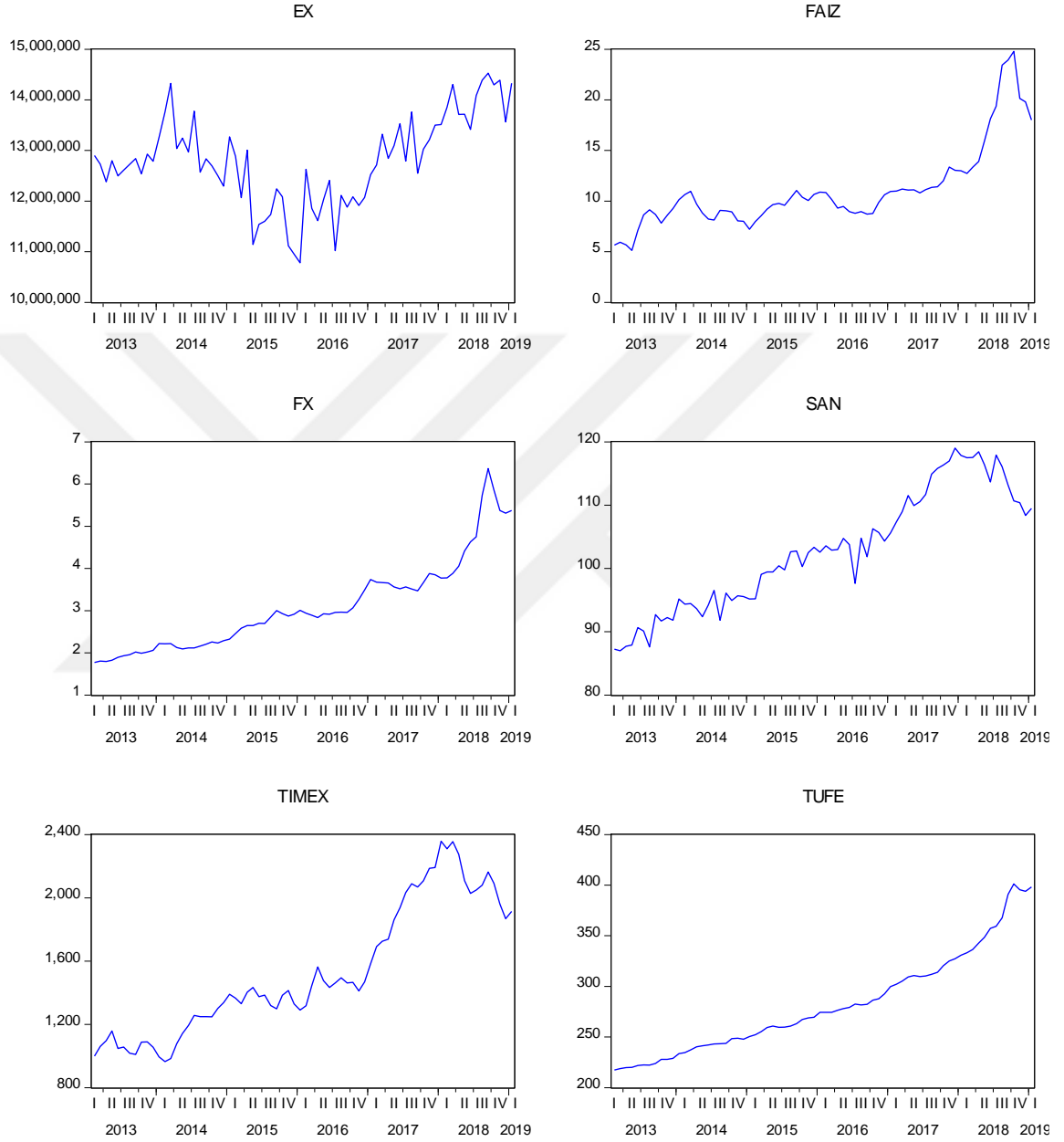
Tablo 3.1. Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Çalışmaya dahil edilen değişkenler, normal dağılıma yakınlaştırmak ve doğrusal analize daha uygun bir hale getirmek için doğal logaritmaları alınarak analiz edilmiştir. Söz konusu logaritmik verilere ilişkin betimleyici istatistikler Tablo 3.2’de gösterilmektedir. Logaritmik dönüşüm yapılmadan önceki ham verilere ait zaman serisi grafikleri Şekil 3.1’de, doğal logaritmik dönüşümlerine ait grafikler ise Şekil 3.2’de gösterilmektedir.

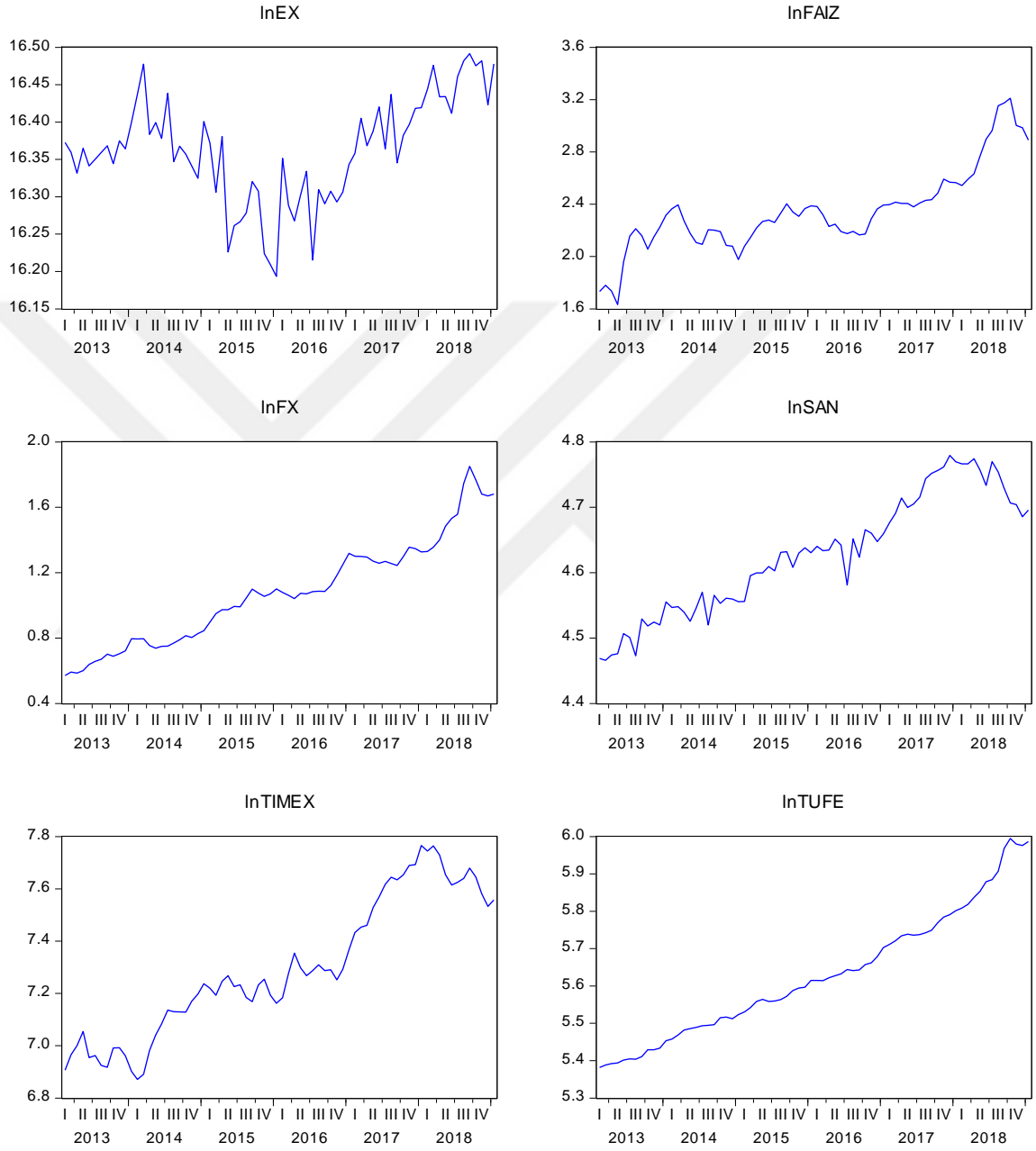
Değişken	Gözlem Sayısı	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	En Düşük Değer	En Yüksek Değer
lnTIMEX	72	7.30	7.25	0.263	6.87	7.77
lnEX	72	16.4	16.4	0.0707	16.2	16.5
lnFX	72	1.08	1.07	0.322	0.571	1.85
lnFAIZ	72	2.35	2.31	0.320	1.63	3.21
lnSAN	72	4.63	4.63	0.0911	4.47	4.78
lnTUFE	72	5.63	5.61	0.169	5.38	5.99

Tablo 3.2. Betimleyici İstatistikler

Şekil 3.1. Değişkenlerin Logaritmik Dönüşüm Öncesi Grafikleri



Şekil 3.2. Değişkenlerin Logaritmik Dönüşüm Sonrası Grafikleri



Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik deęişkenler arasındaki ilişki literatürde birçok farklı yöntem ile araştırılmıştır. İlk yapılan çalışmalarda, bu ilişkinin standart doğrusal regresyon yöntemiyle test edilmeye çalışıldığı görülmektedir. Ancak durağan olmayan zaman serileri ile yapılan standart doğrusal regresyon analizlerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmaktadır. Bu durum, regresyonların aralarında ilişki olmayan deęişkenleri ilişkili gibi gösteren sonuçlar vermesine neden olmaktadır (Granger ve Newbold, 1974). Bu sorundan kurtulmak için seriler, farkları alınarak durağanlaştırılmaktadır. Ancak durağanlaştırma işlemi, seriler arasındaki uzun vadeli ilişki konusunda bilgi kaybına neden olmakta ve bu ilişkinin tespit edilmesine engel olmaktadır (Tarı ve Yıldırım, 2009). Bunun bir sonucu olarak, zaman serilerinin durağan olmayan seviyeleri arasında yapılan regresyon analizinin geçerli sonuçlar verebilmesinin şartı olan eşbütünleşme kavramı geliştirilmiştir.

Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizleri, sadece bu seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa anlamlı olabilmekte ve gerçek ilişkiyi yansıtabilmektedir (Gujarati, 1999). Bu yüzden, zaman serilerinin durağanlaştırılmasına gerek duyulmadan aralarındaki uzun ve kısa vadeli dinamik ilişkilerin test edilebilmesi için eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir. Bu yöntem, hisse senedi fiyatları ve makroekonomik deęişkenler arasındaki ilişkinin analizinde kullanılan yöntemlerin başında gelmektedir. İlk olarak Granger (1981) tarafından literatüre kazandırılan ve uzun vadeli ilişkinin göstergesi olarak kabul edilen eşbütünleşme, seviyelerinde durağan olmayan zaman serilerinin durağan bir doğrusal birleşiminin olması olarak tanımlanmaktadır. Eşbütünleşme olması halinde, seriler uzun vadede birlikte hareket

etmekte ve kısa vadede oluşan dengesizlikler hata düzeltme mekanizması ile düzeltilmektedir (Özer vd., 2011).

Bu çalışmada, TIMEX ile makroekonomik değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkinin analiz edilmesi için eşbütünleşme testi kullanılacaktır. Bu test, ilk olarak Engle-Granger (1987) tarafından “kalıntı değeri” temelli bir modelle ortaya konulmuştur. Sonrasında ise Johansen (1988) tarafından “en büyük olabilirlik” yöntemi ile geliştirilerek yaygın kullanım alanına ulaşmıştır. Bu çalışmada ise zaman seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen “en küçük kareler” temelli ARDL sınır testi yaklaşımı ile analiz edilecektir (Shrestha ve Chowdhury, 2005).

Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testlerinde serilerin durağanlık özellikleri önem arz etmektedir. Serilerin aynı dereceden bütünleşik olması, diğer bir ifadeyle aynı sayıda farkları alındığında durağan seviyeye gelmeleri gerekmektedir (Yusof ve Majid, 2007). Bu şart, farklı dereceden bütünleşik olan verilerin çalışmaya dahil edilememesine neden olmaktadır. Örneğin, Maysami ve Koh (2000), Singapur Menkul Kıymet Borsa Endeksi ve bazı ekonomik değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında diğer veriler 1. dereceden bütünleşik (I(1)) iken ihracat verisi seviyede durağan (I(0)) olduğundan dolayı, ihracat verisini çalışmalarına dahil etmemişlerdir. Ancak Pesaran vd. (2001), tarafından geliştirilen ARDL Sınır testi yaklaşımı, eşbütünleşme testinde söz konusu kısıtı ortadan kaldırmaktadır. Bu yöntemle, veriler I(1) ya da I(0) olduğuna bakılmaksızın analizde kullanılabilir. Bu yöntemle, veriler I(1) ya da I(0) olduğuna bakılmaksızın analizde kullanılabilir.

ARDL modelinin bu avantajının önemi özellikle yapısal kırılmalar gözlemlenen serilerde artmaktadır. Piyasanın liberalleşmesi, rejim değişiklikleri, ekonomik kriz, savaş gibi piyasa şartlarında olağanüstü değişimlere yol açan süreçlerde, zaman serilerinde yapısal kırılmalar görülebilmektedir (Shrestha ve Chowdhury, 2005). Söz konusu kırılmalar, serilerin durağanlığının tespit edildiği birim kök testlerinin güçlerini azaltmakta ve farklı sonuçlar ortaya çıkabilmektedir. Zaman serilerinin yapısal kırılmalar içerdiği durumlarda, bu kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testleri yetersiz kalabilmekte ve durağan olmayan zaman serilerini durağan olarak gösterebilmektedir (Perron ve Vogelsang, 1992). Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerinde aynı dereceden bütünleşik olma şartı arandığı için yapısal kırılmalar durağanlığın doğru tespiti konusunda bir risk unsuru olarak ortaya çıkmaktadır. Ancak ARDL modeli serilerin farklı dereceden bütünleşik olabilmesine imkan tanıdığı için söz konusu risk ortadan kalkmaktadır (Lin, 2012).

Diğer yandan ARDL Sınır testi yaklaşımının, diğer eşbütünleşme testlerine göre küçük örneklem için daha sağlam sonuçlar verdiği görülmektedir (Narayan ve Narayan 2005). Benzer şekilde Mah (2000), Johansen (1988) yöntemi ile yapılan analizlerde küçük örneklem üzerinde çalışıldığı zaman hata düzeltme modeli tahminlerinin güvenilir olmadığını vurgulamaktadır. TIMEX'in yeni geliştirilen bir endeks olmasından dolayı, bu çalışmada 72 aylık bir veri seti kullanılmaktadır. Literatürde yapılan diğer çalışmalara nazaran görece küçük sayılabilecek bir örneklem üzerinde çalışılması, ARDL modelinin seçilmesinde önemli rol oynamıştır.

Son olarak, eşbütünleşme testlerinde değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler hata düzeltme modelleri ile açıklanmaktadır. Diğer modellerden farklı olarak

ARDL yönteminde kısıtsız hata düzeltme modeli kullanıldığı için diğer eşbütünleşme testlerine göre daha güvenilir sonuçlara ulaşılabilmektedir (Akel ve Gazel, 2014).

ARDL Sınır Testi yaklaşımının benimseneceği bu çalışmada, TIMEX endeksi ile ihracat miktarı, ABD Doları/TL döviz kuru, faiz oranı, sanayi üretim endeksi ve TÜFE arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu hipotezi test edilecektir. TIMEX'in (1) numaralı eşitlikte olduğu gibi söz konusu makroekonomik değişkenlerin bir fonksiyonu olduğu düşünülmektedir.

$$\text{TIMEX} = f(\text{EX}, \text{FX}, \text{FAIZ}, \text{SAN}, \text{TUFE}) \quad (1)$$

(1) numaralı fonksiyonu baz alarak, söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için kullanılacak olan doğrusal tahmin denklemi ise (2) numaralı denklemde yer almaktadır. Doğrusal analize daha uygun hale getirmek için değişkenlere logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Denklemdaki μ , sabit terimi, ε_t ise hata terimini temsil etmektedir. ARDL model ile yapılacak analizde, uzun vadede ihracat miktarı ($\ln\text{EX}$), ABD Doları/TL döviz kuru ($\ln\text{FX}$) ve sanayi üretim endeksi ($\ln\text{SAN}$) katsayıları olan α_1 , α_2 ve α_4 'ün pozitif, faiz oranı ($\ln\text{FAIZ}$) ve TÜFE ($\ln\text{TUFE}$) katsayıları olan α_3 ve α_5 'in ise negatif işaret alacağı hipotezi test edilecektir.

TIMEX ile sanayi üretimi ve ihracat miktarı arasındaki ilişkinin pozitif olacağı beklentisi, hisse senedi fiyatlamalarının şirketlerin gelecekte elde edecekleri kazançlara göre belirlenmesine dayanmaktadır. Sanayi üretimi ve ihracat miktarı şirket karlarını doğrudan etkileyeceği için bu ilişkinin pozitif olacağı beklenmektedir. ABD Doları/TL döviz kuru değişkeninin katsayısının pozitif olacağı hipotezi ise yerli paranın değer kaybetmesi sonucu ihracatçı şirketlerin ihracat gelirlerinin TL cinsinden artması ve

uluslararası pazarlarda elde edecekleri rekabet avantajı ile ABD Doları bazında da daha fazla ciro yaparak karlarını arttıracakları beklentisine dayanmaktadır. Faiz oranı ve TÜFE değişkenlerinin negatif bir katsayıya sahip olacakları beklentisi ise benzer nedenlerden kaynaklanmaktadır. Faiz oranlarındaki artışın bir yandan şirketler için ek maliyet yaratacağı diğer yandan sermayenin maliyetini ve alternatif getirisini arttıracığı düşünülmektedir. Bunun sonucunda, şirketlerin gelecekte elde edecekleri karların daha yüksek bir iskonto oranı ile bugünkü değerine indirgenmesi ve daha düşük seviyede bir fiyatlamayı beraberinde getirmesi beklenmektedir. Fiyatlar genel seviyesindeki artışın belirsizliğe yol açarak şirketlerin performanslarını düşüreceği ve aynı zamanda faiz oranlarında da artışa neden olacağı gerekçesiyle TIMEX ile TÜFE arasında negatif bir ilişkinin olduğu düşünülmektedir.

$$\ln \text{TIMEX}_t = \mu + \alpha_1 \ln \text{EX}_t + \alpha_2 \ln \text{FX}_t + \alpha_3 \ln \text{FAIZ}_t + \alpha_4 \ln \text{SAN}_t + \alpha_5 \ln \text{TÜFE}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

3.1. Birim Kök Testleri

Farklı zaman dilimlerinde ortalaması ve varyansı sabit olan ve otokovaryansı ise zamandan bağımsız olarak sadece gecikme seviyesine bağlı olan zaman serileri durağan olarak adlandırılmaktadır (Gujarati, 1999). Durağan serilerde, meydana gelen şoklar sonucu ortalamadan sapmalar meydana gelmekle birlikte zamanla ortalama değerlere dönülmektedir. Ancak, birim kök içeren serilerde söz konusu şoklar kalıcı etkilere neden olmakta ve bir trend oluşturmaktadır. Rassal yürüyüş özelliği gösteren bu seriler, durağanlık şartlarını yerine getirememekte ve durağan olmayan seriler olarak tanımlanmaktadır. Bu yüzden serilerin birim kök içerip içermediklerinin diğer bir ifadeyle

durağanlık durumlarının tespit edilmesi için birçok birim kök testi geliştirilmiştir (Bekçiođlu, Kaderli ve Varlık, 2018).

Durađan olmayan zaman serileri, farkları alınarak durađanlaştırılabilir. Serinin durađanlıđa olan yakınlıđı ise kaçınıcı dereceden bütünlüşik olduđunu göstermektedir. Serinin durađanlaştırılması için x defa farkının alınması halinde seri x. dereceden bütünlüşik olarak tanımlanmakta ve $I(x)$ olarak gösterilmektedir (Aktaş, 2009).

ARDL sınır testi yönteminde, diđer eşbütünlüşme testlerinin aksine zaman serilerinin $I(1)$ ya da $I(0)$ olmaları önem arz etmemektedir. Ancak Pesaran vd. (2001), eşbütünlüşme analizinde başvurulan sınır testinde kullanılan kritik deđerleri, verilerin $I(1)$ ya da $I(0)$ olmalarına göre belirledikleri için ikinci dereceden bütünlüşik olan zaman serileri bu yöntemde kullanılamamaktadır. Bu yüzden, seriler, analiz öncesinde bütünlüşme derecelerinin tespit edilebilmesi için birim kök testlerine tabi tutulmaktadır (Gülmez, 2015).

Literatürde en sık kullanılan birim kök testlerinin başında Augmented Dickey Fuller (ADF) (Dickey ve Fuller, 1979), Philip-Perron (PP) (Phillips ve Perron, 1988) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992) birim kök testleri gelmektedir. Ancak, Perron (1989), zaman serisinde yapısal kırılmaların gözlemlendiđi durumlarda ADF testinin yanlış sonuçlar verebileceđini ortaya koymaktadır. Bu yüzden, literatürdeki birçok çalışmada ADF ile diđer iki testten birisinin birlikte yapıldıđı görülmektedir. Bu çalışmada da serilerin bütünlüşme derecelerinin tespiti için ADF ve PP testleri birlikte uygulanmaktadır.

3.2. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Verilerin I(1) ya da I(0) olduklarının, diğer bir ifade ile ARDL modeli için uygunluklarının tespitinin ardından sınır testi analizine geçilmektedir. Sınır testinde kullanılacak olan kısıtsız hata düzeltme modeli, EKK yöntemiyle tahmin edilen ARDL model üzerinden türetilmektedir. Bu yüzden öncelikle, (3) numaralı denklemdeki ARDL modeli EKK yöntemiyle tahmin edilmektedir. Ancak denklemin parametreleri tahmin edilmeden önce modelde kullanılacak olan gecikme uzunluklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Her bir değişken için uygulanacak olan gecikme uzunlukları modele ayrı ayrı eklenebilmektedir. Ancak, “bilgi kriteri” olarak adlandırılan testler yardımıyla model için en uygun gecikme uzunlukları tespit edilebilmektedir. Bunun için literatürde, Düzeltilmiş R², Akaike (AIC), Schwarz-Bayesian (SBC) gibi çeşitli bilgi kriterlerinin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada literatürde en sık kullanılan bilgi kriterlerinden birisi olan Akaike Bilgi Kriteri’ne (AIC) başvurulmuştur. Söz konusu bilgi kriterleri kullanılarak gecikme uzunluğunun tespit edilmesinin ardından değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin incelenmesi için (3) numaralı denklemdeki ARDL modelinin parametreleri tahmin edilmiştir.

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

Bu model üzerinden türetilen kısıtsız hata düzeltme modeli ile sınır testi yapılmakta ve eşbütünleşme ilişkisi tespit edilebilmektedir. Ancak bu aşamadan önce ARDL modelinin uygunluğunun tespiti amacıyla bazı tanı ve kararlılık testlerinin uygulanması gerekmektedir. Bu kapsamda tahmin edilen modelde ortaya çıkan kalıntı

değerlerine Jarque Bera (1980) normallik, Durbin-Watson (DW) (1950) ve Breusch-Godfrey (1988) otokorelasyon ve Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyanslılık testleri uygulanmaktadır (Breusch ve Pagan, 1979). Ayrıca katsayıların kararlılığının tespiti için CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulanmaktadır (Brown, Durbin ve Evans, 1975). Son olarak ise model kurma hatasının tespiti amacıyla Ramsey (1969) tarafından geliştirilen regresyon denklemi spesifikasyon hatası testi (RESET) uygulanmaktadır.

Söz konusu testlerle modelin uygunluğunun tespit edilmesinin ardından sınır testi ile eşbütünleşme ilişkisinin tespiti amacıyla (4) numaralı denklemde gösterilen kısıtsız hata düzeltme modeli kurulmaktadır. Bu modelde değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişki birlikte gösterilmektedir. 1 adet bağımlı ve 5 adet bağımsız değişkenden oluşan kısıtsız hata düzeltme modelinde Y_t , bağımlı değişkeni $X_{1,t}$, $X_{2,t}$, $X_{3,t}$, $X_{4,t}$, ve $X_{5,t}$ ise bağımsız değişkenleri göstermektedir. ε_t ise hata terimlerini göstermektedir. Değişkenlerin farklarının (Δ) katsayıları olan α_i katsayıları kısa dönemli ilişkiyi gösterirken λ_i katsayıları uzun dönemli ilişkiyi ortaya koymaktadır. Kısıtsız hata düzeltme modeli, sınır testine tabi tutularak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmektedir.

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

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 ve alternatif hipotezi (5) ve (6) numaralı denklemlerde gösterilmektedir.

$$H_0 : \lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0 \quad (5)$$

$$H_1 : \lambda_0 \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0 \text{ (en az birisi)} \quad (6)$$

H_0 hipotezi, F istatistiği kullanılarak test edilmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımında, test istatistiğinin, Pesaran vd. (2001) tarafından 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 (Şimşek ve Kadılar, 2010). F istatistiğinin, sınırlar arasında kalması ise kararsız bölge olarak tanımlanmakta ve kesin bir yargıya varılamaması anlamına gelmektedir (Yılcı ve Özcan, 2010).

İkinci aşamada ise değişkenler arasında bir eşbütünleşme tespit edilmesinin ardından uzun dönemli katsayılar tahmin edilmektedir. Kısıtsız hata düzeltme modeli uzun ve kısa vadeli ilişkileri birlikte içerdiğinden dolayı uzun dönemli katsayılar bu modelden doğrudan çıkartılabilmektedir. Bu işlem ilgili bağımsız değişkenin hata düzeltme modelindeki uzun vadeli katsayısının (λ_1) bağımlı değişkenin uzun vadeli katsayısına (λ_0) bölümünün negatif işaret almış halidir. 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. Söz konusu model de kısıtsız hata düzeltme modeli gibi ARDL model üzerinden türetilmektedir. 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). 1 adet bağımlı ve 5 adet bağımsız değişkenden oluşan hata düzeltme modeli (7) numaralı denklemde gösterilmektedir. Bu denklemde bulunan hata düzeltme terimi (HDT_t), değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi gösteren (8) numaralı denklemde ortaya çıkan kalıntı serisini ifade etmektedir. Bu terim (9) 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 (Pamuk ve Bektaş, 2014).

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta X_{3,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta X_{4,t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} \Delta X_{5,t-i} + \varphi HDT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$Y_t = \mu + \alpha_1 X_{1,t} + \alpha_2 X_{2,t} + \alpha_3 X_{3,t} + \alpha_4 X_{4,t} + \alpha_5 X_{5,t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$HDT_t = Y_t - (\mu + \alpha_1 X_{1,t} + \alpha_2 X_{2,t} + \alpha_3 X_{3,t} + \alpha_4 X_{4,t} + \alpha_5 X_{5,t}) \quad (9)$$

3.3. Nedensellik Analizi

Zaman serileri arasında nedensellik ilişkisi ilk olarak Granger (1969) tarafından ortaya konulmuştur. Granger (1969)'a göre herhangi bir değişkenin gecikmeli değerlerinin diğer bir değişkenin açıklanmasına katkı sunabilmesi halinde ilk değişken ikinci değişkenin nedeni olmaktadır. Ancak nedensellik kavramı çok daha sağlam kanıtlar gerektirmektedir. Bu yüzden birbirinden bağımsız iki olaydan birisinin diğer bir olaydan önce gerçekleşmesi ilk olayın ikincisinin nedeni olabilmesi için yeterli olamamaktadır. Bu durum, literatürde Latince'den "bundan sonra, öyleyse bunun yüzünden" şeklinde çevrilebilen "post hoc ergo propter hoc" mantık hatası kuralı ile vurgulanmaktadır. Bu yüzden Granger tarafından ortaya konulan ilişki biçimi sadece "nedensellik" olarak değil "öngörücü nedensellik" (predictive causality) olarak da tanımlanmakta ve bu ilişki Granger nedenselliği olarak test edilmektedir (Diebold, 2001).

Granger nedensellik testi, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığının ve söz konusu ilişkinin yönünün tespit edilebilmesini sağlamaktadır. Bu çalışmada nedensellik ilişkisine bakılmasının önemli bir nedeni eşbütünleşme ve Granger nedenselliği arasındaki ilişkidir. Çünkü iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi olması halinde en az tek taraflı bir Granger nedensellik bulunmak zorundadır. Ancak, bununla birlikte seriler eşbütünleşik olmamalarına rağmen aralarında bir Granger nedensellik tespit edilebilir (Plíhal, 2016). Aksi durumda, değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edilmiş olmasına rağmen en az tek taraflı bir nedensellik tespit edilememesi halinde sonuçların tekrar gözden geçirilmesi gerekmektedir (Engle ve Granger, 1987).

Bu çalışmada, TIMEX endeksi ve seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünlük analizinin ardından söz konusu değişkenlerin endeks ile olan nedensellik ilişkisinin araştırılması ve varsa neden-sonuç ilişkisinin yönünün ortaya konulması için Granger nedenselliği sınanmaktadır. Nedensellik ilişkisi, Granger (1969)'un vektör otoregresyon (VAR) tabanlı yöntemi ile aşağıdaki (10) ve (11) numaralı denklemler aracılığıyla test edilmektedir. Denklemlerde görüldüğü gibi bağımlı değişken, kendisinin ve bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Söz konusu denklemlerde, bağımsız değişkenin gecikmeli değerine ait olan katsayılar, β_i ve δ_i 'nin 0'a eşit olup olmadığı F istatistiği ile test edilmekte ve 0'a eşit olduğunu iddia eden H_0 hipotezinin reddedilmesi halinde Granger nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\beta_i=0$ hipotezinin reddedilmesi, X değişkeninin Y değişkeninin Granger nedeni olduğu anlamına gelirken, $\delta_i=0$ hipotezinin reddedilmesi ise Y değişkeninin X değişkeninin Granger nedeni olduğu anlamına gelmektedir. Aşağıdaki denklemlerin çözümlenmesi sonucunda tek yönlü bir Granger nedenselliğe ulaşılabileceği gibi çift yönlü bir Granger nedenselliğe de ulaşılabilmektedir (Karaca, 2011). Denklemlerde görülen optimal gecikme uzunlukları Akaike, Schwarz gibi bilgi kriterleri aracılığıyla tespit edilmektedir.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$X_t = \pi + \sum_{i=1}^k \chi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i Y_{t-i} + v_t \quad (11)$$

BÖLÜM IV

BULGULAR

Bu bölümde, Veri ve Metodoloji bölümünde anlatılan ekonometrik yöntemler çalışmaya dahil edilen değişkenlere uygulanmış ve sonuçları açıklanmıştır. İlk olarak değişkenlerin analize uygunluğunun belirlenmesi amacıyla birim kök testleri yapılmıştır. Ardından, eşbütünleşme analizinde kullanılacak olan ARDL modeli kurulmuş ve EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. İlk olarak $\ln\text{TIMEX}$ bağımlı değişkeni ve $\ln\text{EX}$, $\ln\text{FX}$, $\ln\text{FAIZ}$, $\ln\text{SAN}$, $\ln\text{TUFE}$ bağımsız değişkenleri ile ARDL modeli kurulmuştur. Analiz kısmına geçilmeden önce ise ARDL modelinin uygunluğunu test etmek amacıyla bir dizi tanı testi uygulanmış ve bu modelin değişen varyanslılık problemi gösterdiği tespit edilmiştir. O nedenle uzun dönemde anlamsız bir katsayıya sahip olan $\ln\text{TUFE}$ modelden çıkartılarak diğer değişkenler ile yeni bir ARDL modeli kurulmuş ve tanı testleri ile modelin uygunluğu ortaya konulmuştur. Analizin geri kalan kısmında bu ikinci model ele alınmıştır.

Ardından eşbütünleşme testinin adımlarına geçilmiştir. Öncelikle ARDL modeli üzerinden kısıtsız hata düzeltme modeli kurularak sınır testi uygulanmış ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Daha sonra, uzun dönemli ilişkiyi gösteren katsayılar tahmin edilmiştir. Son aşamada ise standart hata düzeltme modeli yardımıyla kısa dönemli dinamik ilişkiler ortaya konulmuştur. Ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmış ve sonuçlar ortaya konulmuştur.

4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

ARDL modelde kullanılacak olan serilerin $I(1)$ ya da $I(0)$ olduğunun test edilmesi amacıyla çalışmada yer alan değişkenlere ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış ve ortaya çıkan sonuçlar Tablo 4.1’de gösterilmiştir. Söz konusu testler, “ H_0 : Değişken birim kök içermektedir” sıfır hipotezini test etmektedir. Uygulanan iki farklı birim kök testine göre, değişkenlerin düzey değerleri için H_0 hipotezi reddedilememekte ve düzey değerlerinde durağan olmadıklar sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak, aynı testler değişkenlerin birinci dereceden farkları için uygulandığında tüm değişkenler için H_0 hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilebildiği ve değişkenlerin birincil farklarının durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durum, değişkenlerin tamamının birinci dereceden entegre, $I(1)$, olduğunu ve ARDL Sınır testi yaklaşımı için uygun olduklarını göstermektedir.

Sadece ADF sonuçlarına göre düzey değerdeki $\ln FX$ ’in sabit ve trend eklenerek yapılan test sonucunda %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Ancak, Veri ve Metodoloji bölümünde belirtildiği gibi Perron (1989), ADF testlerinin yapısal kırılma içeren değişkenlerin durağanlığı hakkında yanlış sonuçlar verebileceğini ortaya koymaktadır. Bu yüzden, ADF ile birlikte yapılan PP birim kök testi $\ln FX$ değişkeninin düzey değerinin durağan olmadığını ve $I(1)$ olduğunu göstermektedir.

Diğer yandan, yapısal kırılmalar sonucu ortaya çıkan söz konusu entegrasyon seviyesi problemi ARDL model ile tamamıyla ortadan kaldırılmaktadır. Diğer eşbütünleşme testleri için bu durum sorun teşkil etmekte ve değişkenlerin entegrasyon seviyelerinin aynı olması beklenmektedir. Ancak, ARDL sınır testi modeli, değişkenlerin $I(1)$ ve $I(0)$ olması

fark etmeksizin uygulanabildiği için lnFX'in düzeyde ya da birinci dereceden durağanlığı konusundaki belirsizlik ARDL modeli sayesinde sorun olmaktan çıkmakta ve yapısal kırılma özelliğinin analizin güvenilirliğine zarar vermesinin önüne geçilmektedir.

	Değişkenler	ADF		PP	
		Sabitli	Sabit ve Trendli	Sabitli	Sabit ve Trendli
		Test İstatistiği Olasılıkları (P değeri)			
Düzye Değerler	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 Değerleri	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.

Tablo 4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

4.2. ARDL Modeli ve Tanı Testleri

Değişkenlerin durağanlık derecelerinin sınır testi yaklaşımı için gereken şartları sağladığının tespitinin ardından 3.2 numaralı bölümde anlatılan ARDL modeli, bu

çalışmada kullanılan değişkenler ile kurulmuş ve (12) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$\ln TIMEX_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \ln TIMEX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \ln FX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \ln FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \ln SAN_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{5i} \ln TUF E_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

ARDL modelinde kullanılan lnTIMEX bağımlı ve lnEX, lnFX, lnFAIZ, lnSAN ve lnTUF E bağımsız değişkenleri için gecikme uzunlukları AIC Bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş ve (12) numaralı denklem EKK yöntemiyle tahmin edilerek ARDL (6, 5, 1, 0, 2, 2) modeli kurulmuştur. Bu model üzerinden sınır testi yapılmadan önce bazı tanı testleri gerçekleştirilmiştir. Kalıntı tanı testlerinden olan Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyanslılık (heteroskedastisite) testi sonuçlarına göre F istatistiğinin olasılık değeri %5'in altında kalmakta ve "H₀: Kalıntı değerleri eş varyanslılık özelliği göstermektedir" hipotezi reddedilmektedir (Breusch ve Pagan, 1979). Bu durum modelin kalıntı değerlerinin eş varyanslılık (homoskedastisite) şartlarını taşımadığını ve modelde değişen varyans sorunu olduğunu göstermektedir (Tablo 4.2).

H₀: Kalıntı değerleri eş varyanslılık özelliği göstermektedir.			
F-statistic	1.811166	Olasılık F(21,44)	0.0484**
Obs*R-squared	30.60025	Olasılık Chi-Square(21)	0.0806*
Scaled explained SS	11.17794	Olasılık Chi-Square(21)	0.9592

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

Tablo 4.2. ARDL (6, 5, 1, 0, 2, 2) Modeli Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedastisite Testi

Bu durum dikkate alınarak ARDL model üzerinden tahmin edilen uzun dönemli katsayılar incelenmiş ve sonuçlar Tablo 4.3'te gösterilmiştir. Sonuçlar, lnTUF E değişkenin uzun dönemde anlamlı bir katsayıya sahip olmadığını göstermektedir.

Bağımlı Değişken: LNTIMEX				
Metot: ARDL				
Örneklem (Düzeltilmiş): 2013M08 2019M01				
Düzeltilmeden Sonra Dahil Edilen Gözlem Sayısı: 66				
Maksimum bağımlı gecikme: 6 (Otomatik Seçim)				
Model Seçim Metodu: Akaike Bilgi Kriteri (AIC)				
Dinamik Bağımsız Değişkenler): LNEX LNFX LNFAIZ LNSAN LNTUFE				
Sabit Değişken: C				
Değerlendirilen Model Sayısı: 100842				
Seçilen Model: ARDL(6, 2, 2, 1, 0, 5)				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
LNEX	1.614956	0.456972	3.534033	0.0010***
LNFX	0.876543	0.437950	2.001467	0.0515*
LNFAIZ	-0.717556	0.187634	-3.824236	0.0004***
LNSAN	2.796514	0.412265	6.783286	0.0000***
LNTUFE	-0.701223	0.798989	-0.877637	0.3849
R-kare	0.992500	Bağımlı Değişken Ortalaması	7.327914	
Düzeltilmiş R-kare	0.988920	Bağımlı Değişken Standart Sapması	0.254534	
Modelin Standart Hatası	0.026793	Akaike bilgi kriteri	-4.140170	
Kalıntı Değerlerinin Kareleri Toplamı	0.031585	Schwarz bilgi kriteri	-3.410285	
Log olasılığı	158.6256	Hannan-Quinn bilgi kriteri	-3.851758	
F-istatistiği	277.2557	Durbin-Watson istatistiği	2.015360	
Olasılık(F-istatistiği)	0.000000***			

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

Tablo 4.3. ARDL (6, 5, 1, 0, 2, 2) Modeli Uzun Dönemli Katsayıları

Değişen varyanslılık problemi gözlemlenen modelden istatistiki olarak anlamlı bir katsayıya sahip olmayan lnTUFE değişkeninin çıkartılarak yine lnTIMEX'in bağımlı ve lnEX, lnFX, lnFAIZ, lnSAN'ın bağımsız değişkenler olduğu (13) numaralı denklemdeki yeni ARDL modeli kurulmuştur.

$$\ln TIMEX_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \ln TIMEX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \ln FX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \ln FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \ln SAN_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Benzer şekilde, (13) numaralı denklemin gecikme uzunlukları AIC Bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş ve EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bunun sonucunda kurulan ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modeli Tablo 4.4'te gösterilmektedir.

Bağımlı Değişken: LNTIMEX				
Metot: ARDL				
Örneklem (Düzeltilmiş): 2013M08 2019M01				
Düzeltilmeden Sonra Dahil Edilen Gözlem Sayısı: 66				
Maksimum bağımlı gecikme: 6 (Otomatik Seçim)				
Model Seçim Metodu: Akaike Bilgi Kriteri (AIC)				
Dinamik Bağımsız Değişkenler): LNX LNFX LNFAIZ LNSAN				
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 Değişken Ortalaması		7.327914
Düzeltilmiş R-kare	0.988421	Bağımlı Değişken Standart Sapması		0.254534
Modelin Standart Hatası	0.027390	Akaike bilgi kriteri		-4.082021
Kalıntı Değerlerinin Kareleri Toplamı	0.031508	Schwarz bilgi kriteri		-3.285783
Log olasılığı	158.7067	Hannan-Quinn bilgi kriteri		-3.767390
F-istatistiği	242.2389	Durbin-Watson istatistiği		1.891843
Olasılık(F-istatistiği)	0.0000***			

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

Tablo 4.4. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli

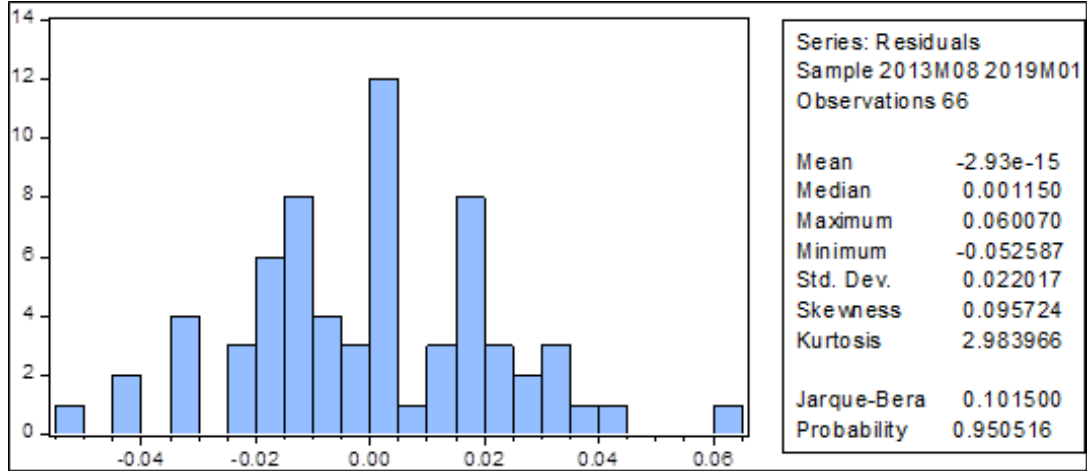
Yeni kurulan modele uygunluk testleri uygulanmıştır. İlk olarak, ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modelinin uyum iyiliğinin (goodness of fit) tespiti amacıyla modelin R^2 değerine bakılmaktadır. R^2 değeri modeldeki bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenlerdeki değişimi açıklayabilme kapasitesinin bir ölçütü olarak kullanılmaktadır. Ancak, modele çok sayıda bağımsız değişken eklendiği ve anlamlı olmadığı durumlarda dahi R^2 değerinin arttığı görülmektedir. Bu sebeple R^2 yerine düzeltilmiş R^2 dikkate alınmaktadır. Düzeltilmiş R^2 değeri, yeni eklenen değişkenlerin modelin tahmin gücünü arttırdığı ölçüde artmakta ve daha sağlıklı bir gösterge niteliği taşımaktadır (Shrestha ve Bhatta, 2018). 0.98 Düzeltilmiş R^2 değeri, modeldeki açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimlerin %98'ini açıklayabildiğini ortaya koymaktadır. Bu durum, modelin uygunluğunun ilk göstergelerinden birisi konumundadır.

ARDL modellerinde katsayılar EKK yöntemiyle tahmin edilmektedir. EKK yöntemi modelde ortaya çıkan kalıntıların minimuma indirgenmesine dayalı olduğu için ARDL

modellerinin uygunluğunun test edilmesinde kalıntı bazlı tanı testleri büyük önem arz etmektedir (Pesaran vd., 2001).

Katsayıları tahmin edilmiş olan ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modeline ilk olarak Jarque Bera (1980) normallik testi uygulanmıştır. Kurulan modelde sahte regresyon problemi yaşanmaması için kalıntıların normal dağılım özelliği göstermesi gerekmektedir (Koç, 2015). Aşağıdaki Şekil 4.1’de Jargue Bera normallik testi sonuçları ve kalıntıların dağılımı gösterilmektedir. Söz konusu testte “ H_0 : Kalıntı değeri normal dağılım özelliği göstermektedir” hipotezi test edilmektedir. Test istatistiğinin olasılık değerinin 0.95 olması, ilgili H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini ve normallik şartının sağlandığını göstermektedir.

Şekil 4.1. Jargue Bera Normallik Testi Sonuçları ve Kalıntıların Dağılımı



EKK yöntemi ile tahmin edilen modellerin uygunluğu için gerekli olan diğer bir koşul kalıntı değerleri arasında bir ilişkinin olmamasıdır. Aksi durumda ortaya otokorelasyon (serisel korelasyon) sorunu çıkmaktadır. Bu sorun tahmin edilen değişkenlerin varyanslarında sapmalar meydana getirmekte ve test istatistiklerinin değerlerinin

olduğundan farklı hesaplanmasına neden olmaktadır. Böylece istatistiki olarak anlamsız olan değişkenlerin anlamlı görülmesine ve R^2 değerinin yüksek çıkmasına neden olmaktadır (Yavuz, 2009).

Bu çalışmada otokorelasyonun tespiti için Durbin-Watson (DW) (1950) ve Breusch-Godfrey (1988) serisel korelasyon LM testlerine başvurulmuştur. Durbin-Watson testi sonucunda hesaplanan DW değeri Tablo 4.4'te gösterilmekte olup 2 değerine oldukça yakındır. Bu durum, kalıntı değerleri arasında otokorelasyonun olmadığını göstergesidir. Benzer şekilde otokorelasyon sorununun varlığını araştıran Breusch-Godfrey (1988) serisel korelasyon LM testi sonuçları ise Tablo 4.5'te gösterilmektedir. Yapılan test sonucunda F test istatistiğinin olasılık değeri 0.5443 olarak hesaplanmıştır. Bunun sonucu olarak “ H_0 : Kalıntı değerleri arasında otokorelasyon gözlemlenmemektedir.” hipotezi reddedilememekte ve otokorelasyon sorunu olmadığı sonucuna varılmaktadır.

H_0: Kalıntı değerleri arasında otokorelasyon gözlemlenmemektedir.			
F-istatistiği	0.844424	Olasılık F(6,36)	0.5443
Obs*R-kare	8.142680	Olasılık Chi-Square(6)	0.2278

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

Tablo 4.5. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon LM Testi

Araştırmanın ilk aşamasında kurulan modelde değişen varyanslılık sorunu ile karşılaşmış ve modelden lnTUFEE değişkeni çıkartılarak model yeniden kurulmuştur. Zaman serilerinin volatilitelerinde görülen değişimler, kurulan modellerde hesaplanan kalıntı değerlerinin tahmin doğrusu etrafında sabit bir varyans ile hareket etmesini engellemekte ve bu durum değişen varyans sorununa neden olmaktadır. Bunun sonucunda, EKK tahmininde hesaplanan test istatistiklerinde sapmalar meydana gelmekte ve istatistiklerin güvenilirliği zedelenmektedir (Breusch ve Pagan, 1979). Söz konusu

durumun bu model için tekrar araştırılması amacıyla Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyanslılık testi uygulanmıştır. Tablo 4.6’da gösterilen test sonuçlarına göre F test istatistiğinin olasılık değeri 0.1187’dir ve “ H_0 : Kalıntı değerleri eş varyanslılık özelliği göstermektedir.” hipotezi reddedilememektedir. Bu durum, kalıntı değerlerinin eş varyanslılık özelliğine sahip olduğunu ve ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modelinin gereken şartları sağladığını göstermektedir.

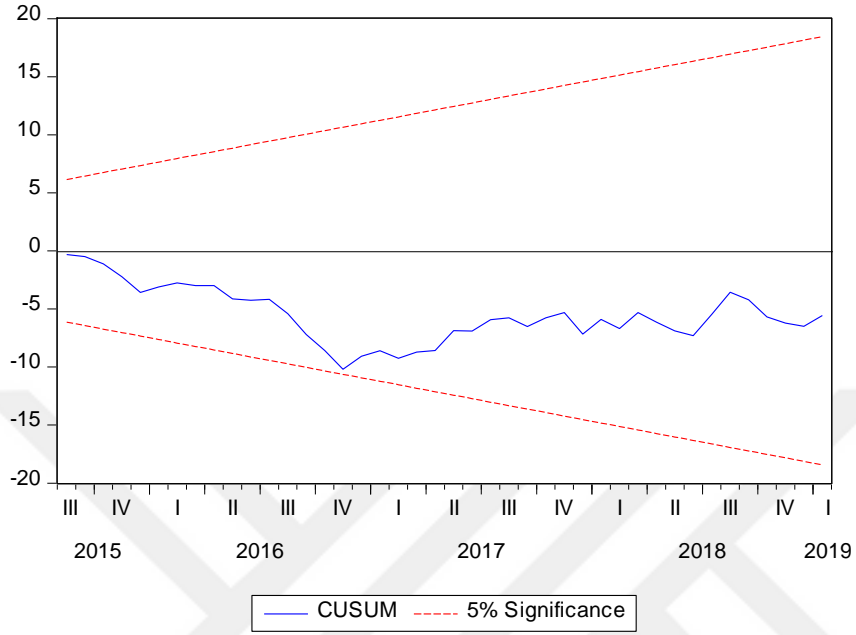
H_0: Kalıntı değerleri eş varyanslılık özelliği göstermektedir.			
F-istatistiği	1.516522	Olasılık F(23,42)	0.1187
Obs*R-kare	29.94382	Olasılık Ki-kare(23)	0.1510
Scaled explained SS	12.02879	Olasılık Ki-kare(23)	0.9700

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

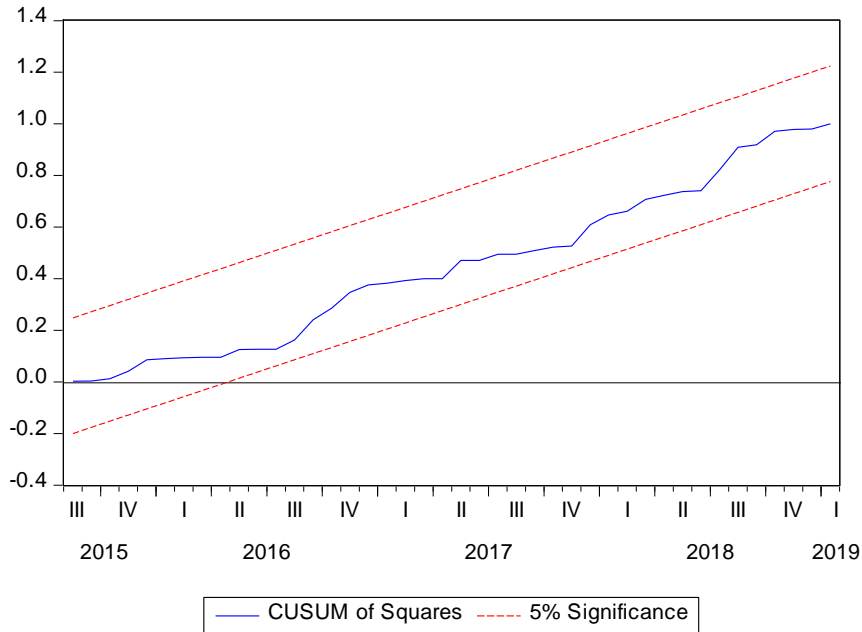
Tablo 4.6. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyanslılık Testi

Kalıntı değerleri üzerinde yapılan tanı testlerinin ardından modelin kararlılığını ölçen testler uygulanmıştır. Kararlılık testleri, modelde tahmin edilen parametrelerin veri setinin alt örneklemi için de kararlılığını test etmektedir (Shrestha ve Bhatta, 2018). Bu amaçla CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulanmıştır (Brown, Durbin ve Evans, 1975). CUSUM testine ilişkin sonuçlar Şekil 4.2, CUSUMQ testine ilişkin sonuçlar ise Şekil 4.3’te gösterilmektedir. Sonuçlar %5 güven aralığında modelin kararlılığını ortaya koymaktadır.

Şekil 4.2. CUSUM Testi Sonuçları



Şekil 4.3. CUSUMQ Testi Sonuçları



Modelin uygunluğunun tespiti amacıyla son olarak ise Ramsey (1969) tarafından geliştirilen regresyon denklemi spesifikasyon hatası testi (RESET) uygulanmıştır. Model kurma hatasının varlığını araştırmak amacıyla yapılan bu testin sonuçları Tablo 4.7’de gösterilmektedir. Test istatistiklerinin sonuçları 0.1429 çıkmıştır. Bu yüzden, “H₀: Model doğru bir şekilde belirlenmiştir.” hipotezi reddedilmemektedir. Böylece model kurma hatasının olmadığı ve kurulan doğrusal modelin uygunluğu ortaya konulmaktadır.

H₀: Model spesifikasyon hatası bulunmamaktadır.			
Dışlanmış Değişken: Uyumlu Değerlerin Kareleri			
	Değer	Serbestlik Derecesi	Olasılık
T İstatistiği	1.493612	41	0.1429
F İstatistiği	2.230877	(1, 41)	0.1429

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

Tablo 4.7. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Ramsey Regresyon Denklemi Spesifikasyon Hatası Testi

4.3. Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli ve Sınır Testi Sonuçları

ARDL (6, 6, 2, 3, 2) modelinin uygunluğunun test edilmesinin ardından eşbütünleşme testi aşamasına geçilmiştir. Bu amaçla (14) numaralı denklemdeki kısıtsız hata düzeltme modeli kurulmuş ve sınır testi uygulanmıştır. Tahmin edilen kısıtsız hata düzeltme modeli Tablo 4.8 ve sınır testi sonuçları ise Tablo 4.9’da gösterilmektedir. Sınır testinde 7.305107 olarak hesaplanan F test istatistiği, %1 anlamlılık düzeyinde k=4 (k: bağımsız değişken sayısı) için kritik değerlerin üst sınırı olan 5.06’dan daha büyük olduğu için, modele dahil edilen değişkenler arasında %1 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln TIMEX_t &= \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \Delta \ln TIMEX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \Delta \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta \ln FX_{t-i} + \\
 &\sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta \ln FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta \ln SAN_{t-i} + \lambda_0 \ln TIMEX_{t-1} + \lambda_1 \ln EX_{t-1} + \\
 &\lambda_2 \ln FX_{t-1} + \lambda_3 \ln FAIZ_{t-1} + \lambda_4 \ln SAN_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{14}$$

Bağımlı Değişken: D(LNTIMEX)				
Metot: EKK				
Örnekleme: 2013M08 2019M01				
Dahil Edilen Gözlem Sayısı: 66				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
D(LNTIMEX(-1))	0.371537	0.114057	3.257469	0.0022***
D(LNTIMEX(-2))	0.032770	0.115836	0.282898	0.7786
D(LNTIMEX(-3))	-0.033365	0.107466	-0.310473	0.7577
D(LNTIMEX(-4))	-0.078114	0.105751	-0.738664	0.4642
D(LNTIMEX(-5))	0.246909	0.106409	2.320372	0.0253**
D(LNEX)	0.040602	0.088750	0.457485	0.6497
D(LNEX(-1))	-0.451277	0.160634	-2.809345	0.0075***
D(LNEX(-2))	-0.463721	0.154780	-2.996001	0.0046***
D(LNEX(-3))	-0.417307	0.137398	-3.037219	0.0041***
D(LNEX(-4))	-0.369546	0.127177	-2.905764	0.0058***
D(LNEX(-5))	-0.137738	0.100220	-1.374361	0.1766
D(LNFAIZ)	-0.383892	0.080173	-4.788262	0.0000***
D(LNFAIZ(-1))	-0.106057	0.081672	-1.298570	0.2012
D(LNFAIZ(-2))	0.091412	0.056880	1.607099	0.1155
D(LNFX)	0.137289	0.131819	1.041493	0.3036
D(LNFX(-1))	0.259510	0.135258	1.918631	0.0618*
D(LNSAN)	0.318990	0.215773	1.478360	0.1468
D(LNSAN(-1))	-0.593077	0.229501	-2.584199	0.0133**
C	-11.58306	2.369572	-4.888249	0.0000***
LNEX(-1)	0.588361	0.134802	4.364633	0.0001***
LNFAIZ(-1)	-0.257695	0.065236	-3.950184	0.0003***
LNFX(-1)	0.219951	0.066150	3.325022	0.0018***
LNSAN(-1)	1.262441	0.227779	5.542401	0.0000***
LNTIMEX(-1)	-0.481320	0.087628	-5.492796	0.0000***
R-kare	0.727700	Bağımlı Değişken Ortalaması		0.009003
Düzeltilmiş R-kare	0.578584	Bağımlı Değişken Standart Sapması		0.042192
Modelin Standart Hatası	0.027390	Akaike bilgi kriteri		-4.082021
Kalıntı Değerlerinin Kareleri Toplamı	0.031508	Schwarz bilgi kriteri		-3.285783
Log olasılığı	158.7067	Hannan-Quinn bilgi kriteri		-3.767390
F-istatistiği	488.0077	Durbin-Watson istatistiği		1.891843
Olasılık(F-istatistiği)	0.000004***			

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

Tablo 4.8. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli

Örnekleme: 2013M08 2019M01		
Dahil Edilen Gözlem Sayısı: 66		
H ₀ : Uzun vadeli bir ilişki bulunmamaktadır.		
Test İstatistiği	Değer	k
F-istatistiği	7.305107	4
Kritik Sınır Değerler		
Güven Aralığı	I(0) Kritik Değeri	I(1) Kritik Değeri
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.

Tablo 4.9. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Sınır Testi

4.4. Uzun Dönemli Katsayıların Belirlenmesi

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin göstergesi olan eş bütünleşmenin tespitinin ardından uzun dönemli katsayılar tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 4.10'da gösterilmiştir. lnEX, lnFX, lnFAİZ ve lnSAN bağımsız değişkenlerine ait katsayıların test istatistiği olasılık değerlerinin %1'in altında olduğu görülmektedir. Sonuçlar, lnTIMEX'i açıklayan bağımsız değişkenlerin tamamının uzun dönem katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır. Faiz oranı değişkeni ile TIMEX endeksi arasında uzun dönemde negatif bir ilişki söz konusuysa, 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 deęişime, sanayi üretimindeki %1 seviyesindeki deęişim ise TIMEX endeksinde %2.62'lik bir deęişime yol açmaktadır. Bulgular uzun dönemde TIMEX'in reel ekonomik aktivite ve ihracat seviyesine olan hassasiyetinin finansal göstergelere göre daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır.

Deęişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistięi	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.

Tablo 4.10. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Uzun Dönemli Katsayıları

4.5. Hata Düzeltme Modeli ile Kısa Dönemli Dinamik İlişkinin Belirlenmesi

Uzun dönemli parametrelerin tahmin edilmesinin ardından kısa dönemli dinamik ilişkinin tespit edilebilmesi amacıyla (15) numaralı denklemdeki standart hata düzeltme modeli kurulmuştur. Modelde kullanılan HDT_t , (16) numaralı denklemde gösterilmektedir. Katsayıları tahmin edilen standart hata düzeltme modeline ait sonuçlar ise Tablo 4.11'de gösterilmektedir. Bu modelde tahmin edilen $HDT_{(-1)}$ 'in katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması, uzun vadeli ilişkinin dięer bir göstergesidir. $HDT_{(-1)}$ katsayısının, -0.48 olduğu ve test istatistięinin olasılık deęerinin 0.00 olduğu, dięer bir ifade ile istatistiki olarak anlamlı olduğu görölmektedir. Söz konusu katsayının -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 uyarılama sürecine sahip olduğunu göstermektedir (Shrestha ve Chowdhury, 2005).

$$\Delta \ln \text{TIMEX}_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_{0i} \Delta \ln \text{TIMEX}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{1i} \Delta \ln \text{EX}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta \ln \text{FX}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta \ln \text{FAIZ}_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta \ln \text{SAN}_{t-i} + \varphi \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\text{HDT}_t = \ln \text{TIMEX}_t - (\mu + \alpha_1 \ln \text{EX}_t + \alpha_2 \ln \text{FX}_t + \alpha_3 \ln \text{FAIZ}_t + \alpha_4 \ln \text{SAN}_t) \quad (16)$$

Hata düzeltme modelindeki farkları alınmış değişkenlerin katsayıları kısa dönemli ilişkiyi göstermektedir. İstatistiki olarak anlamlı olan kısa dönemli katsayılar incelendiğinde ihracat miktarı, sanayi üretim endeksi ve faiz oranlarındaki değişim ile $D(\ln \text{TIMEX})$ arasında negatif, ABD Doları/TL döviz kurundaki değişim ile $D(\ln \text{TIMEX})$ arasında ise pozitif bir ilişkinin varlığı görülmektedir. $D(\ln \text{TIMEX})$ 'in gecikmeli değerleri ile arasında ise pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. TIMEX ile hem kısa hem uzun dönemde faiz oranı negatif, ABD Doları/TL döviz kuru ise pozitif bir ilişkiye sahiptir. Sanayi üretim endeksi ve ihracat miktarının TIMEX ile uzun dönemde pozitif ilişkiye sahip iken kısa dönemde negatif bir ilişkiye sahip oldukları görülmektedir. Ayrıca, bağımsız değişkenlerden sadece faiz oranının eş zamanlı katsayısının istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bağımsız değişkenlerin TIMEX endeksi ile eş zamanlı anlamlı bir ilişkiye sahip olmadığı, sadece gecikmeli değerlerinin anlamlı bir ilişkiye sahip olduğu görülmektedir.

Bağımlı Değişken: D(LNTIMEX)				
Seçilen Model: ARDL(6, 6, 2, 3, 2)				
Örnekleme: 2013M02 2019M01				
Dahil Edilen Gözlem Sayısı: 66				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
D(LNTIMEX(-1))	0.371537	0.114057	3.257469	0.0022***
D(LNTIMEX(-2))	0.032770	0.115836	0.282898	0.7786
D(LNTIMEX(-3))	-0.033365	0.107466	-0.310473	0.7577
D(LNTIMEX(-4))	-0.078114	0.105751	-0.738664	0.4642
D(LNTIMEX(-5))	0.246909	0.106409	2.320372	0.0253**
D(LNEX)	0.040602	0.088750	0.457485	0.6497
D(LNEX(-1))	0.012444	0.098326	0.126560	0.8999
D(LNEX(-2))	-0.046414	0.097242	-0.477309	0.6356
D(LNEX(-3))	-0.047761	0.096243	-0.496255	0.6223
D(LNEX(-4))	-0.231808	0.099423	-2.331541	0.0246**
D(LNEX(-5))	-0.137738	0.100220	-1.374361	0.1766
D(LNFX)	0.137289	0.131819	1.041493	0.3036
D(LNFX(-1))	0.259510	0.135258	1.918631	0.0618*
D(LNFAIZ)	-0.383892	0.080173	-4.788262	0.0000***
D(LNFAIZ(-1))	-0.197469	0.108389	-1.821858	0.0756*
D(LNFAIZ(-2))	0.091412	0.056880	1.607099	0.1155
D(LNSAN)	0.318990	0.215773	1.478360	0.1468
D(LNSAN(-1))	-0.593077	0.229501	-2.584199	0.0133**
HDT(-1)	-0.481320	0.087628	-5.492796	0.0000***

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

Tablo 4.11. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Hata Düzeltme Modeli

Yapılan analiz sonucunda TIMEX endeksi ile bağımsız değişkenler arasında uzun ve kısa vadede tespit edilen anlamlı ilişkiler aşağıdaki Tablo 4.12’de birlikte gösterilmektedir.

Değişken	Uzun Dönemli İlişki		Kısa Dönemli İlişki	
	İlişkini Yönü	Katsayı (Olasılık)	İlişkini Yönü	Katsayı (Olasılık)
EX	Pozitif	1.22 (0.0000***)	Negatif	-0.23 (0.0246**)
FX	Pozitif	0.46 (0.0002***)	Pozitif	-0.26 (0.0618*)
FAİZ	Negatif	-0.54 (0.0001***)	Negatif	-0.38 (0.0000**)
SAN	Pozitif	2.62 (0.0000***)	Negatif	-0.59 (0.0133**)

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

Tablo 4.12. ARDL (6, 6, 2, 3, 2) Modeli Uzun ve Kısa Dönemli İlişkiler

4.6. Nedensellik Analizi

TIMEX borsa endeksinin, ihracat miktarı, ABD Doları/TL döviz kuru, faiz oranı ve sanayi üretim endeksi ile olan uzun ve kısa dönemli ilişkilerinin tespitinin ardından Granger nedensellik ilişkilerinin tespiti ve ilişkilerinin yönünün bulunması amacıyla VAR tabanlı Granger nedensellik testi uygulanmıştır. VAR tabanlı Granger nedensellik testi, değişkenlerin durağan olduğu varsayımı üzerine yapılmaktadır (Papana, Kyrtsov, Kugiumtzis ve Diks, 2014). Analizde kullanılan bütün değişkenler I(1) olduğu için, testin uygulanması öncesinde bütün değişkenler, birinci dereceden farkları alınarak durağan hale getirilmişlerdir. Ardından D(lnTIMEX) değişkeni ile diğer bağımsız değişkenler arasında VAR denklemleri kurulmuş ve modellerin durağanlığının tespiti amacıyla AR karakteristik polinomunun ters köklerinin testi sonuçları incelenmiştir. Buna göre bütün

köklerin mutlak değeri 1'den küçük ve birim çemberin içinde yer almaktadır (Akkaş ve Sayılğan, 2015). Durağanlığı tespit edilen modellere ayrıca serisel korelasyon LM testi uygulanmış ve kalıntı değerleri arasında otokorelasyon olmadığı görülmüştür.

VAR modellerinin uygunluğunun tespit edilmesinin ardından Granger nedensellik testleri yapılmış ve sonuçlar Tablo 4.13'de gösterilmiştir. Söz konusu test sonuçlarına ulaşabilmek için en uygun gecikme uzunluklarının hesaplanmasında Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriterleri birlikte kullanılmıştır.

Yapılan analiz sonucunda modele dâhil edilen bağımsız değişkenler içerisinde sadece $D(\ln SAN)$ 'ın $D(\ln TIMEX)$ ile tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisine sahip olduğu ve nedenselliğin yönünün $D(\ln TIMEX)$ 'ten $D(\ln SAN)$ 'a doğru olduğu görülmektedir. Bu durum ihracat miktarındaki değişimlerin sanayi endeksindeki değişimleri önceden tahmin edebildiğini ve bu yönüyle $TIMEX$ 'in reel ekonomik aktivite için öncü bir gösterge olabileceğini ortaya koymaktadır. Tablo 4.13'te görüldüğü gibi diğer değişkenlerle $TIMEX$ arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

İki değişken ile yapılan analizlerde Engle ve Granger (1987), eşbütünleşmenin tespit edilmesi halinde en az tek taraflı bir Granger nedenselliğinin olması gerektiğini ortaya koymaktadır. Bu çalışmada yapılmış olan sınır testi yaklaşımı $\ln TIMEX$ ve diğer bağımsız değişkenler ile ikili olarak gerçekleştirildiğinde $\ln TIMEX$ 'in sadece $\ln SAN$ ile eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğu görülmektedir. Bu durum, Granger nedensellik testi sonuçları ile uyumlu bir görüntü çizmektedir. Engle ve Granger (1987)'de ortaya konulduğu gibi, $\ln TIMEX$ 'in, ikili modellerde eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğu

InSAN ile aynı zamanda tek taraflı bir nedensellik ilişkisi sergilerken, diğer değişkenler ile herhangi bir nedensellik ilişkisine sahip olmadığı görülmektedir.

H₀ Hipotezi	Test İstatistiği Olasılığı	Sonuç
D(lnTIMEX), D(lnEX)'in Granger nedeni değildir.	0.2473	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.
D(lnEX), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni değildir.	0.5664	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.
D(lnTIMEX), D(lnFX)'in Granger nedeni değildir.	0.7299	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.
D(lnFX), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni değildir.	0.6362	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.
D(lnTIMEX), D(lnFAIZ)'in Granger nedeni değildir.	0.9943	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.
D(lnFAIZ), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni değildir.	0.9223	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.
D(lnTIMEX), D(lnSAN)'in Granger nedeni değildir.	0.0951*	H ₀ %10 güven aralığında reddedilebilmektedir. D(lnTIMEX)'ten D(lnSAN)'a doğru Granger nedenselliği söz konusudur.
D(lnSAN), D(lnTIMEX)'in Granger nedeni değildir.	0.4353	H ₀ reddedilemez. Granger nedenselliği söz konusu değildir.

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

Tablo 4.13. Granger Nedensellik Testi

BÖLÜM V

SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Hisse senedi piyasaları, tasarruf sahipleri ve spekülâtörler tarafından, varlıklarını enflasyon karşısında korumak, reel olarak arttırmak ve finansal varlıkların fiyat hareketlerine göre pozisyon alarak kar etmek amacıyla tercih edilen yatırım alanlarının başında gelmektedir. Diğer taraftan, bu piyasalarda hisse senetleri işlem gören şirketler, ekonomik üretimin temel parçaları olmakta ve şirketlerin ciro, maliyet ve karları ekonomik hasılayı doğrudan belirlemektedir. Dolayısıyla, hisse senedi fiyat seviyeleri ve fiyatlarda görülen değişimler ekonomide birçok aktörü doğrudan ve/veya dolaylı olarak etkilemektedir. Bu nedenle, hisse senedi fiyatlarının mevcut ve gelecekteki alacağı değerlerin doğru hesaplanması ve tahmin edilmesi, tasarruf sahipleri, spekülâtörler ve ekonomik büyümenin gidişatını anlamaya çalışan diğer aktörler açısından önem arz etmektedir. Bu durum hisse senedi fiyatları ile çok sayıda değişken arasındaki ilişkinin derinlemesine analiz edilmesini beraberinde getirmiştir. Hisse senedi fiyatları, şirketlerin üretim, yatırım, maliyet ve sürdürülebilirliklerini etkileyecek birçok değişkenle etkileşim içindedir. Bunlardan en önemlileri, hisse senedi fiyatları ile doğrudan bir ilişkiye sahip ve birçok akademik çalışmanın da konusu olan ve hisse senedi fiyatlarının temelleri olarak nitelendirilen makroekonomik değişkenlerdir (Ansotegui, 2002).

Literatürde, hisse senedi fiyatlarının birbirinden farklı makroekonomik değişkenler ile ilişkisinin birçok farklı yöntem aracılığıyla araştırıldığı görülmektedir. Genellikle ekonometrik yöntemler kullanılarak yapılan zaman serisi analizlerinde iki temel

konuya odaklanılmaktadır. Bir taraftan, fiyatlar ile deęişkenler arasındaki istatistiki olarak kısa ve uzun vadeli bir ilişkinin varlığı ve bu ilişki sonucu ortaya çıkan katsayılar hesaplanmaya çalışılmaktadır. Bunun için genellikle standart regresyon yöntemi ve eşbütünleşme analizlerine başvurulduğu görülmektedir. Diğer taraftan ise deęişkenler arasındaki ilişkinin yönü tespit edilmeye çalışılmaktadır. Bunun için ise Granger nedensellik testi ve bu testin bazı geliştirilmiş versiyonlarından yararlanılmaktadır.

Literatürde yapılan çalışmalarla uyumlu bir şekilde benzer analiz yöntemlerinin izlendięi bu çalışmada, makroekonomik deęişkenler ile TIMEX endeksi arasındaki ilişki analiz edilmiştir. TIMEX endeksi, Borsa İstanbul ve Türkiye İhracatçılar Meclisi tarafından birlikte hazırlanmış ve Eylül 2018’de kamuoyu ile paylaşılmıştır. Ancak, endekse ait veriler, geriye doğru hesaplanmış ve Şubat 2013 tarihine kadar götürülmüştür. Bu endeks ile TİM İlk 1000 listesinde yer alan ve Borsa İstanbul’a kote olan ihracatçı şirketlerin ağırlıklı ortalama hisse senedi fiyat performansları ölçülmektedir. Bu sayede ihracatçı şirketlerin hisse senedi fiyatlarının borsadaki genel eğilimi gözlemlenebilmektedir.

Bu çalışmada kurulan model ile TIMEX endeksi ile literatürde hisse sendi fiyatları ile ilişkileri en sık araştırılan faiz oranı, ABD Doları/TL döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksi deęişkenleri ve literatürde görece daha az araştırılmasına rağmen TIMEX ile doğrudan bağlantılı olmasından dolayı ihracat miktarı arasındaki ilişki araştırılmıştır.

Değişkenlerin arasındaki uzun vadeli ve kısa dönemli dinamik ilişkilerin tespit edilmesi için Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı ile yapılan eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Bu yöntemin kullanılabilmesi için değişkenlerin düzeyde ya da birinci dereceden durağan olması gerekmektedir. Bu yüzden, değişkenler, durağanlık seviyelerinin tespiti amacıyla, sınır testinden önce birim kök testine tabi tutulmuştur. ADF ve PP birim kök testlerine göre değişkenlerin birinci dereceden durağan olduğu tespit edilmiştir. Sadece, ADF testinin sabit ve trend eklenerek yapılan türünde ABD Doları/TL döviz kuru değişkeni düzeyde durağan olarak tespit edilmiştir. Ancak, yöntemin bir avantajı olarak, Engle ve Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerinin aksine ARDL Sınır Testi yaklaşımında değişkenlerin $I(1)$ ya da $I(0)$ olması önem arz etmediği için analize devam edilebilmiştir.

Sonraki aşamada, parametreleri EKK ile tahmin edilen ARDL modelin uygunluğunun tespiti amacıyla, modele bir dizi tanı testi uygulanmıştır. İlk kurulan modelde değişen varyanslılık problemi ile karşılaşıldığı için tüketici fiyat endeksi değişkeni modelden çıkartılarak kalan 4 bağımsız değişken ile yeni bir model kurulmuştur. Bu yeni modelin düzeltilmiş R^2 değeri 0.98 olarak hesaplanmıştır. Bu durum, modelin uygunluğunun ilk göstergesi konumundadır. Jarque Bera (1980) normallik testinde ise test istatistiğinin olasılık değerinin 0.95 olarak hesaplanması, kalıntıların normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Modelin kalıntıları arasında otokorelasyon problemi olup olmadığını tespit etmek için Durbin-Watson (1950) ve Breusch-Godfrey (1988) Serisel Korelasyon LM testleri uygulanmış ve iki test sonucunda da otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. Kalıntı değerlerinin

tahmin doğrusu etrafında sabit bir varyans ile hareket edip etmediğinin tespiti amacıyla Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyanslılık testi uygulanmış ve kalıntı değerlerinin değişen varyanslılık sorunu göstermedikleri tespit edilmiştir. Tanı testlerinin ardından kararlılık testleri uygulanmıştır. Buna göre, uygulanan CUSUM, CUSUMQ ve RESET testleri sonucunda modelin kararlılık gösterdiği ve model kurma hatasının olmadığı görülmüştür.

Modelin uygunluğunun tespitinin ardından ARDL sınır testi uygulanmıştır. %1 anlamlılık seviyesine sahip sınır testi sonucuna göre modelin değişkenleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ardından uzun dönemli katsayılar hesaplanmıştır. Kısıtsız hata düzeltme modeline göre faiz oranı, sanayi üretim endeksi, ihracat miktarı ve ABD Doları/TL döviz kurunun istatistiki olarak anlamlı uzun dönem katsayılarına sahip olduğu görülmektedir.

Modelde, faiz oranı değişkeni ve TIMEX endeksi arasında Durukan (1999), Mukherjee and Naka (1995), Maysami ve Koh (2000), Dritsaki-Bargoita ve Dritsaki (2004), Hasan ve Nasir (2008) ve Kotha ve Sahu (2016) çalışmalarıyla uyumlu biçimde negatif bir ilişki tespit edilmiş ve faiz oranının uzun dönemli katsayısının -0.54 olduğu ortaya konulmuştur. Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalarda, örneklem boyutu, çalışılan ülke ya da çalışılan döneme göre aynı değişken hakkında farklı sonuçlar ortaya çıkabilmektedir. Ancak, birçoğunda faiz oranı değişkeni konusunda aynı sonucun alındığı görülmektedir. Artan faiz oranları, bir taraftan maliyet kanalıyla karlılıkları etkilerken diğer taraftan sermayenin beklediği getiri oranını yükselttiği için hisse senedi fiyatlarının daha yüksek bir iskonto oranıyla değerlendirilmesine neden olmaktadır

(Hashemzadeh ve Taylor, 1988). Bu çalışmada da literatürdeki yaygın sonuçlarla uyumlu bir biçimde TIMEX endeksi ve faiz oranları arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Küresel piyasalarda olduğu gibi Türkiye’de de ihracatçı şirketlerin hisse senedi getirilerinin düşük faiz oranlarına bağlı olduğu görülmektedir.

Endeksin sanayi üretimi ile ilişkisine bakıldığında ise Durukan (1999), Dritsaki-Bargoita ve Dritsaki (2004), Mukherjee and Naka (1995), Ibrahim ve Aziz (2003), Yusof ve Majid (2007) ve Özer vd. (2011) ile uyumlu olarak pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Kısıtsız hata düzetme modeline göre sanayi üretim endeksindeki %1’lik bir değişim TIMEX’i %2.62 oranında değiştirmektedir. Sanayi üretimi, şirketlerin ciro ve kar oranlarına doğrudan yansıdığı için, literatürdeki yaygın ortak sonuçlarla uyumlu bir şekilde, bu çalışmada da TIMEX ve sanayi üretim endeksi arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

TIMEX endeksi ile faiz oranı ve sanayi üretim endeksi arasındaki uzun vadeli ilişki literatürdeki birçok çalışma ile uyumlu sonuçlar vermesine rağmen endeksin ihracat miktarı ve ABD Doları/TL döviz kuru endeksi arasındaki ilişkinin diğer çalışmalardan farklı sonuçlar verdiği görülmektedir. Literatürde birçok çalışma, şirketlerin piyasa değerlerine göre oluşturulan bileşik endeksler üzerinden yürütülmektedir. Bu endeksler ile ihracat ya da dış ticaret dengesi arasında herhangi bir ilişkinin bulunmadığı görülmektedir (Diacogiannis vd., 2001; Altay, 2003; Aktaş ve Akdağ, 2013; Gan vd. 2006). Ancak bu çalışmada, TIMEX endeksi ve ihracat miktarı arasında uzun vadeli anlamlı bir ilişki tespit edilmiş ve modelde ihracat miktarının katsayısının 1.22 olduğu ortaya konulmuştur. Çalışmanın temel hipotezini doğrular bir şekilde, birçok çalışmada BIST 100 endeksi ile ihracat miktarı arasında anlamlı bir ilişki

bulunamamasına rağmen sadece ihracatçı şirketlerin hisse senedi fiyatlarını yansıtan TIMEX ile ihracat miktarı arasında uzun vadeli pozitif bir ilişkiye ulaşılmıştır.

Daha önce belirtildiği gibi, TIMEX, Borsa İstanbul ve Türkiye İhracatçılar Meclisi tarafından ihracatçı şirketlerin hisse senedi fiyatı performanslarını yansıtmak için hazırlanmıştır. TIMEX'in ihracat miktarı ile diğer borsa endekslerinin aksine anlamlı ve pozitif bir ilişki içerisinde olması, endeksin doğru tasarlandığını ve gelirlerinin büyük bir bölümünü ihracattan elde eden şirketlerin hisse senedi fiyatlamalarında ihracat kaleminin önemli olduğunu göstermektedir.

Endeksin ABD Doları/TL döviz kuru ile olan ilişkisine bakıldığında ise yerel para birimlerinin ABD Doları karşısındaki değerleri ile hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiyi araştıran Maysami ve Koh (2000), Ibrahim ve Aziz (2003) ve Hasan ve Nasir (2008) gibi küresel literatürdeki yaygın sonuçların aksine Akel ve Gazel (2014), Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) gibi Türkiye üzerine yapılan çalışmalarla uyumlu bir şekilde pozitif bir ilişki tespit edilmiş ve ABD Doları/TL döviz kurunun katsayısı 0.46 olarak bulunmuştur. Bu farklı sonuca ulaşılmmasının iki farklı sebebinin olabileceği düşünülmektedir. Birincisi, TIMEX'in diğer bileşik endekslerin aksine döviz kuru ile uzun vadede pozitif bir ilişkiye sahip olmasıdır. Döviz kurunun artması, diğer bir ifade ile yerel para biriminin değer kaybetmesi sonucu ihracata konu ürünlerin fiyatlarında döviz bazında bir azalma meydana gelmesi ve rekabet avantajı sağlanması bu düşünceyi desteklemektedir. Döviz fiyatlarındaki artış, farklı alanlardaki şirketlerin ortalamasını alan bileşik endeksler için maliyet unsuru olarak uzun vadede endekse negatif etki etmesine rağmen, TIMEX'te yer alan net ihracatçı şirketler için bir rekabet avantajı anlamına gelmektedir. Bu durum Maysami vd. (2004)'te de ortaya

konulmaktadır. Maysami vd. (2004), Singapur üzerine yaptıkları çalışmada aynı borsada işlem gören finans, otel ve emlak endeksleriyle döviz kuru arasındaki uzun vadeli ilişkiyi ayrı ayrı analiz etmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre finans ve emlak endeksleri ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki bulunurken ihracat yoğun otel endeksinde pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

İkinci neden ise, ABD Doları/TL döviz kuru ile enflasyon arasındaki yakın ilişkidir. Türkiye’de son yıllarda gözlemlenen enflasyonun büyük bir bölümü maliyet kaynaklı, onun da büyük bir bölümünün döviz kurundaki artış kaynaklı olduğu bilinmektedir. Türkiye üzerine yapılan ve döviz kuru ve TÜFE’nin birlikte modele dahil edildiği Turan (2011) ve Özer vd., (2011) gibi çalışmalarda hisse senedi endeksi ve TÜFE arasında pozitif, döviz kuru arasında ise sırasıyla negatif ve anlamsız ilişkiler tespit edilmiştir. Bu çalışmanın ilk aşamasında da döviz kuru ve TÜFE değişkenleri analize birlikte dahil edilmiş ancak katsayısı istatistiki olarak anlamsız bulunan TÜFE, ikinci aşamada modelden çıkartılmıştır. Benzer şekilde, enflasyonun dahil edilmediği Akel ve Gazel (2014) ve Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) gibi çalışmalarda ise hisse senedi endeksi ve döviz kuru arasında pozitif ilişkilerin bulunduğu görülmektedir. Bu yüzden, Akel ve Gazel (2014) ve Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) çalışmalarıyla uyumlu bir sonuç alındığı düşünülmektedir.

TIMEX’in, ihracat miktarı ve ABD Doları/TL döviz kuru ile bileşik endekslere göre daha farklı bir ilişkisinin olması, TIMEX’i piyasa ortalamasını esas alan endekslerden fark bir yere koymaktadır. Özellikle iç piyasadaki finansal varlıklar ya da sektörler arasında belirgin farkların oluşmadığı dönemlerde Türkiye ekonomisinden bağımsız olarak dış talebin artacağı beklentisi yatırımcıları TIMEX’e

yöneltebilir. Ayrıca, TL'deki değer kayıpları kısa vadede hisse senedi piyasasını olumsuz etkileyebilmesine rağmen, uzun vadeli düşünen yatırımcıların TIMEX'i tercih ederek ABD Doları/TL döviz kuru ile arasındaki uzun vadeli pozitif ilişkiden faydalanabileceği görülmektedir.

Bu çalışmada ortaya konulan farklılık ve avantajların bir sonucu olarak, yatırımcıların, TIMEX endeksi konusundaki farkındalıklarında ve endeks performansına bağlı yatırım taleplerinde bir artış olacağı düşünülmektedir. Bu talep, endeks bazlı hisse senedi fonu ya da borsa yatırım fonu gibi alternatifler aracılığıyla gerçekleştirilebilecektir. Bunun sonucu olarak TIMEX'i baz alan yatırım fonlarının kurulması ve amaçlandığı üzere ihracatçı şirketlere odaklanan kurumsal yatırımcıların artacağı düşünülmektedir. Bu durumun TIMEX üzerinden endeksin parçası olan şirketlere yatırım yapılmasının yanında, fonlama ihtiyacı olan diğer ihracatçı şirketlerin halka arzını teşvik edeceği tahmin edilmektedir.

Modele dahil edilen bağımsız değişkenlerden sanayi üretimi ve ihracat miktarı, reel ekonomik değişkenler iken faiz oranı ve ABD Doları/TL döviz kuru ise finansal değişkenlerdir. Söz konusu değişkenlerin uzun dönemli katsayılarına bakıldığında, sanayi üretim endeksi katsayısının 2.62, ihracat miktarı katsayısının ise 1.22 olduğu görülmektedir. Buna karşın finansal değişkenlerden faiz oranı katsayısı -0.54, ABD Doları/TL döviz kuru katsayısı ise 0.46'dır. Bu durum, uzun dönemde TIMEX'in reel değişkenlere olan hassasiyetinin, 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. Bu durum, iç veya

dış talepte büyüme bekleyen yatırımcıların finansal koşullardaki kısa vadeli dalgalanmalara rağmen ihracatçı şirketlere yatırım yapabileceklerini ve uzun vadede bekledikleri getiriye ulaşabileceklerini göstermektedir.

Uzun dönemli katsayıların tahmin edilmesinin ardından standart hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Hata düzeltme modelinde değişkenlerin gecikmeli değerlerinin seviye değerleri değil, farkları kullanılmaktadır. Gerek kısa dönemli dinamik ilişkilerin analiz edilebilmesi gerek uzun dönemli ilişkinin teyidi için kurulan bu modelde, kısa dönemli ilişkiyi yansıtan katsayılar tahmin edilmiştir. TIMEX endeksi ile ihracat miktarı, sanayi üretim endeksi ve faiz oranı arasında negatif, ABD Doları/TL döviz kuru ile pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

Finansal değişken katsayılarının, kısa vadede uzun vade ile aynı işaretleri aldıkları görülürken, reel ekonomik göstergelerin katsayıları uzun vadede pozitif, kısa vadede ise negatif işaret almışlardır. Standart hata düzeltme modelinde serilerin farkları alındığından dolayı içerdikleri uzun dönemli bilgi kaybolmakta ve istatistiki olarak anlamlı uzun dönemli ilişkilerinden farklı işaretli katsayılar alabilmektedirler (Tarı ve Yıldırım, 2009). Ancak bu model ile asıl amaçlanan kısa vadeli dinamik ilişkinin tespitidir. Bu amaçla modelde uzun vadeli ilişkiye dair bilgiyi içeren hata düzeltme terimi analiz edilmektedir. Bu terimin katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması uzun vadeli eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu anlamına gelmektedir. Buna göre söz konusu katsayı istatistiki olarak anlamlı ve -0.48 olarak tahmin edilmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi böylece teyit edilmiştir. Hata düzeltme terimi, uzun vade dengesinde meydana gelen sapmaların %48'inin bir dönem içerisinde düzeldiğini ve modelin hızlı bir uyarılma yapısına sahip olduğunu

göstermektedir (Shrestha ve Chowdhury, 2005). Bu durum, kurulmuş olan modelin uzun vadeli denge yapısının gücünü göstermektedir. TIMEX ve diğer bağımsız değişkenler arasında uzun vadeli dengeden sapmalar olmasına rağmen yaklaşık yarısının 1 ayda düzeltilmesi, kısa dönemde değişkenler arasında farklı yönlü hareketler gözlemlenmesine rağmen bunun kalıcı olmadığını ve uzun vadeli ilişkinin baskın olduğunu ortaya koymaktadır.

Değişkenler arasındaki uzun ve kısa vadeli ilişkinin tespitinin ardından ilişkinin yönünün incelenmesi için VAR tabanlı Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Söz konusu yöntem değişkenlerin durağan olduğu varsayımına dayandığı için, $I(1)$ olan değişkenler, birinci dereceden farkları alınarak durağanlaştırılmıştır (Papania, Kyrtsoy, Kugiumtzis ve Diks, 2014). Ardından VAR denklemleri kurulmuş ve modelin uygunluğunun tespiti için AR karakteristik polinomunun ters köklerinin testi ve serisel korelasyon LM testi uygulanmıştır. Sonuçların modelin uygunluğuna işaret etmesiyle birlikte Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Buna göre, modele dâhil edilen bağımsız değişkenler içerisinde sadece $D(\ln SAN)$ ve $D(\ln TIMEX)$ arasında tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisinin bulunduğu ve nedenselliğin yönünün $D(\ln TIMEX)$ 'ten $D(\ln SAN)$ 'a doğru olduğu görülmektedir. Bu durum, TIMEX endeksindeki değişimlerin reel ekonomik aktivitedeki değişimleri tahmin edebildiğini ancak makroekonomik değişkenlerin TIMEX endeksindeki değişimleri tahmin edemediğini ortaya koymaktadır.

Hisse senedi endekslerinden sanayi üretimine doğru bir nedensellik olduğunu ortaya koyan bu sonuç, Thornton (1993), Dritsaki-Bargoita ve Dritsaki (2004), Özer vd. (2011) ve Coşkun, Kiracı ve Muhammed (2016) gibi birçok çalışmanın sonucuyla

uyumludur. Hisse senedi fiyatlarının ekonomik aktivitenin öncü göstergesi olduğu yönünde bir hipotez ortaya konulmasının en önemli nedenleri olarak geleneksel hisse senedi değerlendirme yöntemi ve servet etkisi gösterilmektedir. Hisse senedi fiyatlarının gelecekte beklenen nakit akımlarının bugüne indirgenmiş hali oldukları ve hisse senedi fiyatlarındaki değişim sayesinde elde edilecek ya da kaybedilecek servetin bir sonraki dönem yapılacak harcamaların belirleyicisi olacağı düşüncesi, hisse senedi fiyatlarının ekonomik aktivitenin öncü göstergesi olarak kabul edilmesine neden olmaktadır (Comincioli, 1996). Bu çalışmada, TIMEX'ten sanayi üretimine doğru olduğu tespit edilen Granger nedenselliği, TIMEX'in reel ekonomik aktivitenin bir öncü göstergesi olarak kabul edilebileceğini göstermektedir. Reel ekonomi ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiye yönelik olarak ortaya konulan bu sonuç, bu çalışma ile literatüre yapılan katkılardan birisidir.

TIMEX'in mevcut makroekonomik değişkenler arasında sanayi üretim endeksinin Granger nedeni olması önem arz etmektedir. Sanayi üretim endeksi, GSYH ile yüksek korelasyona sahip ve büyümenin en önemli alt kalemlerinden birisidir. Bu durum, TIMEX endeksindeki değişimlerin dolaylı olarak GSYH büyüme oranını tahmin ettiğini göstermektedir.

Bir ülkenin büyüme oranı, küresel ekonomi, ülke ekonomisi ya da şirketler için en temel makroekonomik gösterge niteliğindedir. O nedenle bütün ekonomik aktörler planlamalarını belirli bir ekonomik büyüme oranı beklentisine göre tasarlamaktadırlar. Bu beklentiyi doğru oluşturmak için büyüme oranına dair önceden sinyaller verebilen değişkenler yakından takip edilmektedir. Sabit sermaye yatırımları, kapasite kullanım oranları, satın alma yöneticileri endeksleri, kredi büyüme oranları, enflasyon ve

beraberinde faiz oranları gibi deęişkenler ekonomik büyümenin gidişatına dair öncü sinyaller verebilmektedir. Literatürdeki dięer hisse senedi endeksleri ile birlikte TIMEX'in de bu deęişkenler arasına katılması bileşik ve sektörel endekslere ek olarak ihracatçı şirketleri merkeze alan bir endeksin de büyüme fiyatladığını göstermektedir. Dięer bir ifadeyle hisse senetlerinin odağı neresi olursa olsun fiyatlanmasında ekonomik büyüme performansının rol oynadığı ortaya konulmaktadır.

Döviz kuru ve dış talepte bir artış yaşandığı dönemlerde ekonominin GSYH kompozisyonunda ihracat gelirlerinin payının artması beklenir. Bununla birlikte, makroekonomik deęişkenler ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerin istatistiki olarak anlamlılığı dönemsel olarak deęişebilmektedir (Özçam, 1997). Bu nedenle ihracatçı şirketlerin ön plana çıktığı dönemlerde, bileşik hisse senedi endeksleri yerine sanayi üretimi ve dolaylı olarak GSYH'ın öncü göstergesi olarak TIMEX'in dikkate alınmasının daha uygun olacağı düşünülmektedir.

Dięer taraftan, literatürde hisse senedi piyasaları üzerine yapılan araştırmaların önemli bir bölümü etkin piyasa hipotezi kavramına dayanmaktadır (Fama, 1970). Bu hipotez, hisse senedi fiyatlarındaki deęişimlerin kamuoyuna açıklanan bilgiler ile tahmin edilemeyeceğini ileri sürmektedir. Literatürdeki birçok çalışmada bu hipotezin aksi yönünde sonuçlar elde edilmiş olmasına rağmen, TIMEX endeksindeki deęişim, modeldeki herhangi bir makroekonomik deęişken tarafından tahmin edilememekte ve endeks sanayi üretimindeki deęişimi tahmin edebilmektedir. (Yakın zamanda, Plihal (2016), tarafından Almanya DAX endeksi için gerçekleştirilen bir çalışmada da benzer sonuçlar bulunmuştur). Böylece, çalışmanın yapıldığı analiz döneminde TIMEX

endeksinin makroekonomik deęişkenler ile olan ilişkisinin etkin piyasalar hipotezi ile uyumlu olduęu sonucuna varılmıştır.

Son olarak, özellikle Türkiye gibi döviz gelirlerinin büyük bir kısmını doğal kaynaklardan sağlamayan gelişmekte olan ülkelerin büyüme süreçlerinde cari açık sorunuyla karşılaştıkları görülmektedir. Bu durum, bu ülkelerin cari açığın finansmanında yabancı sermayeye olan taleplerini arttırmaktadır. Yabancı sermayeye olan bu bağımlılık ve hassasiyet, ülkelerin kırılganlıklarını arttırmakta ve sermaye akımlarında görülen dalgalanmalar, dalgalanma süresinin de ötesinde döviz kuru, enflasyon, faiz ve belirsizlik üzerinden ekonominin tamamını etkileyebilmektedir. Bu yüzden Türkiye de çoęu gelişmekte olan ülke gibi, birçok ekonomi politikasını, yatırım ve kredi teşvik sistemini, cari açığı azaltacak ve ihracatın GSYH kompozisyonundaki payını arttıracak şekilde kurgulamaya çalışmaktadır. Bu planlamanın en önemli parçalarından birisi doğrudan ihracatçı şirketlerdir.

İhracatçı şirketlerin hisse senedi performanslarını yansıtan TIMEX'in, bu alanda kaydedilecek deęişimin izlenebileceęi önemli bir gösterge olacağı düşünülmektedir. Ekonomide ihracatın ön plana çıkartılmak istendięi bir dönemde, eş zamanlı olarak hisse senedi piyasasında da TIMEX'in ön plana çıkartılması ve gidişatın bu endeks üzerinden okunmaya çalışılmasının "ihracat odaklı ekonomi" algısına önemli katkılar sunacağı düşünülmektedir. Bununla birlikte hedeflerin başarılması durumunda, TIMEX'in gerek yerel gerek küresel yatırımcılar tarafından yakından takip edilmesi ve önemli bir gösterge haline gelmesi beklenmektedir.

TIMEX üzerine yapılan ilk akademik alıřmalardan birisi olan bu tezin, endeksin farkı yntemler zerinden ya da dięer makroekonomik deęiřkenler ile olan iliřkisinin arařtırılmasına nc olması ve akademik literatrde yerleřik bir hal alabilmesine katkı sunması aısından nemli olduęu dřnlmektedir. Ayrıca, henz ok yeni bir endeks olan TIMEX'e dair veri miktarı arttıķa daha geniř kapsamlı alıřmalar yapılabileceęi ve bu sayede endeksin sermaye piyasaları ve ekonomideki konumunun kuvvetleneceęi ngrlmektedir.



KAYNAKÇA

Akel, V. ve Gazel, S. (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.

Akkaş, M. E. ve Sayılğan, G. (2016). Housing Prices and Mortgage Interest Rate: Toda-Yamamoto Causality Test. *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 2(4), 572-583

Aktaş, C. (2009). Türkiye'nin İhracat, İthalat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik Analizi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(2), 35-47.

Aktaş, M. ve Akdağ, S. (2013). Türkiye'de Ekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatları ile İlişkilerinin Araştırılması. *International Journal of Social Science Research*, 2(1), 50-67.

Altay, E. (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, C. ve Esteban, M. V. (2002). Cointegration for Market Forecast in the Spanish Stock Market. *Applied Economics*, 34(7), 843–857.

Bekçioğlu, S., Kaderli, Y. ve Varlık, B. (2018). BIST 100 Endeksinin Spektral Analiz Yöntemiyle İncelenmesi. *Journal of Accounting & Finance*, 78, 87–110.

Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47, 1287- 1294.

Bodie, Z. (1976). Common Stocks as a Hedge Against Inflation. *The Journal of Finance*, 31(2), 459-470.

Boudoukh, J. ve Richardson, M. (1993). Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective. *The American Economic Review*, 83(5), 1346-1355.

Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.

Caporale, G. M., Hunter, J. ve Ali, F. M. (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, N., Roll, R. ve Ross, S. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.

Cochrane, J. H. (1991). Production-Based Asset Pricing and the Link Between Stock Returns and Economic Fluctuations. *The Journal of Finance*, 46, 209-237.

Comincioli, B. (1996). The Stock Market as a Leading Indicator: An Application of Granger Causality. *University Avenue Undergraduate Journal of Economics*, 1(1), Article 1.

Coşkun, M., Kiracı, K. ve Muhammed, U. (2016). Seçilmiş Makroekonomik Değişkenlerle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Ampirik Bir İnceleme. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 53(616), 61.

Çetinkaya, M. (2018). "TİM İhracat Endeksi" Borsa İstanbul'da Gong ile Açıldı. *Haberturk*. Erişim tarihi: 07 Ekim 2018. <https://www.haberturk.com/tim-ihracat-endeksi-borsa-istanbul-da-gong-ile-acildi-2142664-ekonomi>

DeFina, R. H. (1991). Does Inflation Depress the Stock Market? *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Nov, 3-12.

Dhakal, D., Kandil, S. ve Sharma, S. C. (1993), Causality Between the Money Supply and Share Prices: A VAR Investigation. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(3), 52-74.

Diacogiannis, G. P., Tsiritakis E. D. ve Manolas G. A. (2001). Macroeconomic Factors and Stock Returns in a Changing Economic Framework: The Case of the Athens Stock Exchange. *Managerial Finance*, 27(6), 23–41.

Dickey, D. ve Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

Diebold, F. X. (2001). *Elements of Forecasting (2nd ed.)*. Cincinnati, South Western: Cengage Learning. ss. 254.

Dritsaki–Bargiota, M. ve Dritsaki, C. (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, H. A. (1948). Common-Stock Investment as an Inflation Hedge, 1939-46. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 21(4), 230-238.

Durbin, J. ve Watson, G. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. *Biometrika*, 37, 409-428.

Durukan, M. B. (1999). On the Relationship Between Stock Prices and Macroeconomic Variables in Istanbul Stock Exchange. *Istanbul Stock Exchange Review*, 3(11), 21–50.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251.

Eyüboğlu, S. ve Eyüboğlu, K. (2018). Borsa İstanbul Sektör Endeksleri ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi: ARDL Modeli. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 8-28

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.

Fama, E. F. ve Schwert, G. W. (1977). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115 – 146.

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: The Macmillan Company.

Friedman, M. ve Schwartz, A. J. (1963). Money and Business Cycles. *Review of Economics and Statistics*, 45(1), 32-64.

Gan, C., Lee, M., Au Yong, H. H. ve Zhang, J. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.

Geske, R. ve Roll, R. (1983). The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation. *The Journal of Finance*, 38(1), 1-33.

Gjerde, Ø. ve Sættem, F. (1999). Causal Relations Among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1), 61-74.

Godfrey, L. G. (1988). *Misspecification Tests in Econometrics: The Lagrange Multiplier Principle and Other Methods*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Granger, C. W. J. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121-130.

Granger, C. W. J., Huang, B. ve Yang, C. (2000). A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence From Recent Asian Flu. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337-354.

Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal Of Econometrics*, 2(2), 111-120.

Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri*. Çeviren Gülay Günlük Şenesen & Ümit Şenesen. İstanbul: Literatür Yayınları. ss.726.

Gultekin, N. B. (1983). Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries. *The Journal of Finance*, 38(1), 49-65.

Gülmez, A. (2015). Türkiye’de Dış Finansman Kaynakları Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(2), 139-152.

Hasan, A. ve Nasir, Z. M. (2008). Macroeconomic Factors and Equity Prices: An Empirical Investigation by Using ARDL Approach. *The Pakistan Development Review*, 47(4), 501-513.

Hashemzadeh, N. ve Taylor, P. (1988). Stock Prices, Money Supply and Interest Rates: The Question of Causality. *Applied Economics*, 20(12), 1603-1611.

Ibrahim, M. H. ve Aziz, H. (2003). Macroeconomic Variable and the Malaysian Equity Market: A View Trough Rolling Subsamples. *Journal of Economic Studies*, 30(1), 6-27.

Jaffe, J. F. ve Mandelker, G. (1976). The "Fisher Effect" for Risky Assets: An Empirical Investigation. *The Journal of Finance*, 31(2),447-458.

Jarque, C. M. ve Bera, A. K. (1980). Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity And Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Karaca, O. (2011). Türkiye'de Enflasyon-Büyüme İlişkisi: Zaman Serisi Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2), 247-255.

Kırbaş-Kasman, S. (2006). Hisse Senetlerinin Fiyatlar ve Makroekonomik Değişkenler Arasında Bir İlişki Var Mı? (Is There a Relationship between Stock Prices and Macroeconomic Variables?). *İktisat İşletme ve Finans*, 21 (238), 88-99.

Koç, S. (2015). Türkiye'deki Bankaların Sektörler Bazında Kullandırdıkları Krediler İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: 1999-2011. *Journal of Accounting & Finance*, 67, 135-156.

Kotha, K. K. ve Sahu, B. (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.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178

Kwon, C. S. ve Shin, T. S. (1999). Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables And Stock Market Returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71-81.

Lin, C. (2012). The Comovement between Exchange Rates and Stock Prices in the Asian Emerging Markets. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 161-172.

Loayza, N. ve Hebbel, K. S. (2002). Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview. *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, 4(1), 1-20, Central Bank of Chile.

Mah, J. S. (2000). An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea – the Case of Information Technology Products. *Journal of Asian Economics*, 11(2), 237-244.

Marshall, D. (1992). Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy. *Journal of Finance*, 47(4), 1315-1342.

Maysami, R. C., Howe, L. C. ve Rahmat, M. A. (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.

Maysami, R. C. ve Koh, T. S. (2000). A Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market. *International Review of Economics and Finance*, 9(1), 79-96.

Mishkin, F. S. (1998). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets, 5th ed.* Reading, MA: Addison-Wesley.

Mookerjee, R. ve Yu, Q. (1997). Macroeconomic Variables and Stock Prices in a Small Open Economy: The Case of Singapore. *Pacific-Basin Finance Journal*, 5(3), 377-388.

Mukherjee, T. K. ve Naka, A. (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, G., Taskin, F. ve Bigan, I. (2000). Causality between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets. *Russian & East European Finance and Trade*, 36(6), 33-53.

Mutan, O. C. ve Çanakçı, E. (2007). *Makroekonomik Göstergelerin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkileri*. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu.

Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2005). Estimating Income and Price Elasticities of Imports For Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modelling*, 22, 423-438.

Nelson, C. R. (1976). Inflation and Rates of Return On Common Stocks. *The Journal of Finance*, 31(2), 471-483.

Nieh, C. ve Lee, C. (2001). Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates for G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.

Özçam, M. (1997). *An Analysis of the Macroeconomic Factors that Determine Stock Returns in Turkey*. Ankara: Capital Markets Board of Turkey.

Özer, A., Kaya, A. ve Özer, N. (2011). Hisse Senedi Fiyatları ile Makroekonomik Değişkenlerin Etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182.

Pamuk, M. ve Bektaş, H. (2014). Türkiye’de Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 2(2), 77-90.

Papana, A., Kyrtsov, K., Kugiumtzis, D. ve Diks, C. G. H. (2014). Identifying Causal Relationships in Case of Non-Stationary Time Series. *CENDEF Working Papers 14-09*, Universiteit van Amsterdam, Center for Nonlinear Dynamics in Economics and Finance.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

Perron, P. ve Vogelsang, T. J. (1992). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(4), 467-470.

Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Plíhal, T. (2016). Granger Causality between Stock Market and Macroeconomic Indicators: Evidence from Germany. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 64(6), 2101-2108.

Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31(2), 350-371.

Reilly, F., Johnson, G. ve Smith, R. (1970). Inflation, Inflation Hedges, and Common Stocks. *Financial Analysts Journal*, 26(1), 104-110.

Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.

Serletis, A. (1993). Money and Stock Prices in the United States. *Applied Financial Economics*, 3(1): 51-54.

Shah, A. A., Kouser, R., Aamor, M. ve Saba, I. (2012). Empirical Analysis of Long and Short Run Relationship Among Macroeconomic Variables and Karachi Stock Market: An Auto Regressive Distributive Lag (ARDL) Approach. *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, 32(2), 323-338

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

Shrestha, M. B. ve Bhatta, G. R. (2018). Selecting Appropriate Methodological Framework for Time Series Data Analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 4(2), 71-89.

Shrestha, M. B. ve Chowdhury, K. (2005). ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalisation Hypothesis. *Economics Working Paper 05-15*, Department of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia.

Süslü, C. (2010). Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.

Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2010). Türkiye’de Beşeri Sermaye, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 115-140.

Ta, H. P. ve Teo, C. L. (1985). Portfolio Diversification Across Industry Sectors. *Securities Industry Review*, 11(2), 33-39.

Tarı, R. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama. *Journal of Management & Economics*, 16(2), 95–105.

Thornton, J. (1993). Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on Some (Non)Relationships. *Applied Financial Economics*, 3(4), 335-338.

TİM. (2018). Borsa İstanbul TİM İhracat Endeksi. Erişim tarihi: 19 Aralık 2018. <https://www.tim.org.tr/tr/ana-sayfa-ozel-bolumler-ana-sayfa-sag-sutun-borsa-istanbul-tim-ihracat-endeksi.html>

TİM. (2019). TİM (Türkiye İhracatçılar Meclisi) İhracat Endeksi Temel Kuralları. Erişim tarihi: 25 Mart 2019.

https://www.tim.org.tr/files/downloads/Mevzuat/TIMEX_Kurallar.pdf

Titman, S. ve Warga, A. (1989). Stock Returns as Predictors of Interest Rates and Inflation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(1), 47-58.

Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225–250.

Turan, Z. (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.

Valkanov, R. (2003). Long-Horizon Regressions: Theoretical Results and Applications. *Journal of Financial Economics*, 68(2), 201-232.

Weng, B., Martinez, W., Tsai, Y-T., Li, C., Lu, L., Barth, J. R. ve Megahed, F. M. (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, J. B. (1938). *The Theory of Investment Value*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

World Bank. (2019). Exports of Goods and Services (% of GDP) . Eriřim tarihi: 24 Mart 2019. <https://data.worldbank.org/indicator/NE.EXP.GNFS.ZS>

Yavuz, S. (2009). Hataları Ardıřık Baęımlı (Otokorelasyonlu) Olan Regresyon Modellerinin Tahmin Edilmesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(3), 123-140.

Yılcı, V. ve Özcan, B. (2010). Yapısal Kırımlar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İliřkinin Analizi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1): 21-33.

Yusof, R. M. ve Majid, M. S. A. (2007). Macroeconomic Variables and Stock Returns in Malaysia: An Application of the ARDL Bound Testing Approach. *Savings and Development*, 31(4), 449-469.