

Seçilmiş Makroekonomik Değişkenlerin BİST100 Endeksi Üzerindeki Asimetrik Etkileri

Asymmetric Effects of Selected Macroeconomic Variables on ISE100 Index

İsmail CANÖZ, İstanbul Medeniyet Üniversitesi, Türkiye, ismail.canoz@medeniyet.edu.tr

Orcid No: 0000-0002-3351-6754

Fatih YİĞİT, İstanbul Medeniyet Üniversitesi, Türkiye, fatih.yigit@medeniyet.edu.tr

Orcid No: 0000-0002-1988-7962

Öz: Borsa endeksinin seviyesini etkileyen temel faktörlerin yönünü ve etki derecesini bilmek yatırımcıların başarılı bir yatırım stratejisi oluşturmaları açısından büyük önem taşımaktadır. Buna göre, çeşitli ekonomik, politik ve psikolojik faktörlerin borsa endeksleri üzerindeki etkilerinin incelenmesi araştırmacıların ilgisini çekmektedir. Risk tanımı ile modernize edilen portföy teorileri, hisse senedi fiyatlarını açıklayan bir takım modelleri içermektedir. Bu modeller sistematik risk faktörleri olarak kabul edilen bazı makroekonomik değişkenlerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini analiz etmektedir. Bu noktadan hareketle çalışma, seçilen makroekonomik değişkenlerin BIST100 endeksi üzerindeki asimetrik etkilerini değerlendirmeyi amaçlamaktadır. Bu amaca ulaşmak için Ocak 2012 ile Mart 2021 arasındaki 111 aylık veri setleri, önce Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi ve ardından Hatemi-J (2014) Asimetrik Etki-Tepki Fonksiyonları ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda, yalnızca dolar kuru değişkeninin pozitif şoklarından BIST100 endeksinin negatif şoklarına doğru anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: BIST100, Sistematik Risk, Asimetrik Nedensellik Testi, Asimetrik Etki-Tepki Fonksiyonları

JEL Sınıflandırması: G11, G12, G19

Abstract: Knowing the direction and degree of impact of the main factors affecting the level of the stock market index is of great importance for investors to create a successful investment strategy. Accordingly, examining the effects of various economic, political, and psychological factors on stock market indices attracts researchers' attention. Portfolio theories, which have been modernized with the definition of risk, include some models that explain stock prices. Some models that determine stock prices under modern portfolio theories include macroeconomic variables considered as systematic risk factors. These models analyze the effect of some macroeconomic variables, which are accepted as systematic risk factors, on stock prices. From this point of view, the study aims to evaluate the asymmetric effects of selected macroeconomic variables on the ISE100 index. To achieve this goal, 111-month data sets between January 2012 and March 2021 are initially analyzed with Hatemi-J (2012) Asymmetric Causality Test and then Hatemi-J (2014) Asymmetric Impulse-Response Functions. As a result of the analysis, a significant causality is determined from only the positive shocks of the dollar rate to the negative shocks of the ISE100 index.

Keywords: ISE100 Index, Systematic Risk, Asymmetric Causality Test, Asymmetric Impulse-Response Functions

JEL Classification: G11, G12, G19

1. Giriş

Finansal varlık fiyatlaması, finans literatürünün temel alanlarından biridir. Hisse senetleri ve diğer varlıkların fiyatlaması, piyasaların oluşmasından bu yana birçok yatırımcının odaklandığı ve araştırmacıların da ilgisini çeken bir konudur. Dolayısıyla, varlık fiyatlarındaki değişimi açıklama çalışmaları borsalar kadar eskidir. Finans literatüründe ağırlıklı olarak hisse senedi fiyatlarının ekonomik faktörlerden etkilendiği, yani makroekonomik değişkenlerin

Makale Geçmişi / Article History

Başvuru Tarihi / Date of Application : 15 Temmuz / July 2021

Kabul Tarihi / Acceptance Date : 6 Aralık / December 2021

© 2022 Journal of Yaşar University. Published by Yaşar University. Journal of Yaşar University is an open access journal.

yatırımcıların kararlarını etkilediği çok defa tartışılmıştır. Bu tartışma birçok araştırmacıyı hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi test etme konusunda motive etmektedir.

Finans teorilerinin modernleşmesinin Markowitz (1952) ile başladığı kabul edilmekte ve ortaya attığı “Portföy Seçimi” kuramı, yatırımcıların en yüksek getiri sağlayan hisse senetlerinden portföy oluştururken risk unsurunu göz ardı etmelerini eleştirmektedir. Buradan hareketle, bu kuram aynı risk seviyesinde en yüksek getirili ve aynı getiri seviyesinde en düşük riskli portföylerin seçilerek yatırımcının karını maksimize edebileceğini savunmaktadır. Aslında, Markowitz (1952) çalışmasında “risk” kelimesini hiç kullanmamış bunun yerine varyans kelimesi ile riski tanımlamıştır. Ona göre, getirilerin varyansı yatırımcıların arzu etmediği ve minimum düzeye indirmeye çalıştıkları bir değerdir. Markowitz böylelikle riski sayısallaştırmış, çeşitlendirme ile riskin yönetilebileceğini vurgulamış ve ileride riskin sistematik ve sistematik olmayan şeklinde ifade edilmesinin önünü açmıştır. Daha sonra Sharpe (1964), Lintner (1965) ve Mossin (1966) Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM) ile risk kavramını daha açık ve kapsamlı şekilde tanımlanmışlardır. FVFM’ye göre sistematik olmayan risk, yönetim ve iş-endüstri riskleri gibi firmaya özgü risklerdir ve Markowitz çeşitlendirmesiyle minimuma indirilebilir. Diğer taraftan, sistematik riskler döviz kuru, enflasyon, faiz, piyasa ve politik riskler gibi dışsal risklerdir ve ortadan kaldırılamazlar. Dolayısıyla toplam risk, tanımlanan her iki riskin toplamını ifade etmektedir. Ancak sistematik olmayan riskin çeşitlendirme ile en aza indirilmesi mümkün olduğu için FVFM bununla ilgilenmektedir. Ross (1976), FVFM’ye getirilen bazı eleştiriler karşısında finansal varlık getirilerini etkileyebilecek çeşitli sistematik risk faktörlerinin belirlenmesi ile ilgili olarak Arbitraj Fiyatlama Modeli’ni (AFM) ortaya atmıştır. AFM, finansal varlık getirilerinin sistematik risk unsurlarından etkilendiğini savunmasına rağmen, bu risk faktörlerinin sayısını ve tanımlarını modelde açıkça belirtmemiştir ve bu yönüyle eleştirilmektedir. Bu sebeple literatürde bu modeli test eden araştırmacıların analizlerine dâhil ettikleri sistematik risk faktörleri konusunda bir fikir birliği yoktur ve döviz kuru, enflasyon, faiz, piyasa riskleri gibi birbirlerinden farklı değişkenleri modellere ekledikleri gözlenmektedir.

Bu kuramları takiben, Fama ve French (1993) FVFM’nin eşitliğinde yer alan piyasa risk primine iki faktör daha ekleyerek bu modeli genişletmişlerdir. Bu faktörler, ölçek faktörü ve değer faktörü olarak isimlendirilmektedir. Çalışmalarında firma büyüklüğü ve defter değeri/piyasa değeri (DD/PD) oranının getiriler üzerindeki etkisini test etmişlerdir. Analiz sonucunda ilk olarak, yüksek DD/PD oranına sahip hisse senetlerinin düşük olanlara kıyasla; ikinci olarak, küçük ölçekli firmalara ait hisse senetlerinin, büyük ölçekli olanlara kıyasla daha fazla getiri sağladığını belirlemişlerdir. Fama ve French (1993) ortaya çıkan bu ekstra

getirinin nedenini hem küçük ölçekli hem de yüksek DD/PD oranlı firmaların daha riskli olmasına bağlamışlardır. Üç faktörlü FVFM olarak nitelendirebilecek bu modele, Carhart (1997) bir faktör daha ekleyerek toplamda dört faktörlü bir FVFM ortaya koymuştur. Momentum faktörü olarak isimlendirilen bu dördüncü faktör, en düşük performans gösteren firmaların eşit ağırlıklı ortalamasının, en yüksek performans gösteren firmaların eşit ağırlıklı ortalamasından bir ay gecikmeli olarak çıkarılmasıyla hesaplanır. Bu faktör hisse senetlerinin fiyat değişim hızını ifade etmektedir. Daha sonraları, Fama ve French (2015) kendi çalışmaları olan üç faktörlü modele iki faktör daha ekleyerek, hisse senedi getirilerini daha iyi açıkladığını savundukları beş faktörlü yeni bir FVFM modeli ortaya atmışlardır. Ekledikleri iki faktör, firmanın istikrarlı bir faaliyet karlılığı olup olmadığını tespit eden karlılık faktörü ve firmanın yatırım yaparken agresif ya da muhafazakar bir strateji takip ettiğini gösteren yatırım faktörüdür.

Bahsedilen tüm bu yatırım portföyü modelleri dışında, finansal varlık getirileri ve risk arasındaki ilişkiyi, çeşitli ekonomik değişkenlerle inceleyen modeller de literatürde mevcuttur ve bunlar Makroekonomik Faktör Modelleri olarak adlandırılır. Bu modellemeyi yapmak için GSYİH, faiz oranları, enflasyon ve diğer makroekonomik risk faktörleri kullanılır ve bunların seçimi araştırmacıdan araştırmacıya fark gösterir.

Piyasalardaki aktörlerin iyi ve kötü haberlere verdiği tepkinin seviyesinin farklı olduğu ve piyasalarda asimetrik bilginin var olduğu gerçeği simetrik yöntemler açısından bir eleştiridir. Buradan hareketle, bu çalışmada BIST100 fiyat endeksi ile literatür taramasına paralel olarak belirlenen bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki asimetrik bir yaklaşımla ele alınacaktır. Konu özelinde bu yaklaşımı takip etmek, araştırmacıları sistematik risk faktörlerinin azalış ya da artış eğilimlerine göre borsa endeksinin ne yönde hareket ettiği sorusunun cevabına götürecektir. Böylelikle, yatırımcıların borsa endeksinin etkileyen sistematik risk faktörlerinden hangisi/hangilerini öncelikli olarak değerlendirmesi gerektiği vurgulanarak ilgili alan yazına katkıda bulunulacaktır. Çalışma sırasıyla literatür incelemesi, veri seti, uygulama, tartışma ve sonuç bölümleriyle devam edecektir.

2. Literatür İncelemesi

İlk olarak literatürdeki ulusal çalışmalar incelenecek olursa, BIST100 ile istatistiksel açıdan en fazla anlamlı ilişkisi olduğu tespit edilen makroekonomik değişkenlerin döviz kuru ve faiz oranı olduğu görülmektedir. Bunlara ek olarak, çok çeşitli makroekonomik değişkenler (altın fiyatı, enflasyon oranı, petrol fiyatı, kapasite kullanım oranı, yabancı portföy yatırımları, S&P500 endeksi, sanayi üretim endeksi, tüketici güven endeksi, GSYİH, reel ekonomik büyüme, VIX endeksi, cari işlemler dengesi, para arzı, ithalat ve ihracat) ile BIST100

arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar literatürde mevcuttur (Bkz. Tablo 1). Özellikle son yıllarda ulusal literatürde bu konu ile ilgili birçok çalışma yapıldığı görülmüştür (Erdem ve ark., 2005; Açıkalin ve ark., 2008; Albayrak ve ark., 2012; Özmerdivanlı, 2014; Altınbaş ve ark., 2015; Kaya, 2015; Barut ve ark., 2017; Koyuncu, 2018; Güney ve Saka Ilgın, 2019; Sadeghzade; 2019). Bu çalışmalardan bazıları özet şeklinde aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 1. Konuya İlişkin Ulusal Kaynakların İncelenmesi

Yazar/Yazarlar	Kapsam	Yöntem	Dönem	BIST100 ile Anlamli İlişkisi Bulunan Değişkenler
Erdem ve ark. (2005)	Türkiye	EGARCH	1991:M01-2004:M01	Enflasyon, faiz oranı, döviz kuru
Açıkalin ve ark. (2008)	Türkiye	VECM ve Granger Nedensellik Testi	1991:Q4-2006:Q4	GSYİH, döviz kuru, faiz oranı ve cari işlemler dengesi
Albayrak ve ark. (2012)	Türkiye	Prais-Winston Regresyon Analizi	07.01.2005-03.02.2012	ABD doları döviz kuru, altın ve yabancı portföy yatırımları
Özmerdivanlı (2014)	Türkiye	Granger Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	2003:M01-2014:M02	Petrol fiyatı
Altınbaş ve ark. (2015)	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	2003:M01-2012:M07	Döviz kuru
Kaya (2015)	Türkiye	VECM	02.01.2009-11.01.2013	VIX endeksi
Öncü ve ark. (2015)	Türkiye	Engle-Granger Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik testi	2002:M01 - 2013:M11 arası 2296 gün	Reel döviz kuru ve altın
Barut ve ark. (2017)	Türkiye	Maki Eşbütünleşme Testi	2004:M01-2016:M10	Faiz oranı, döviz kuru
Koyuncu (2018)	Türkiye	FMOLS ve DOLS	1988-2016	Enflasyon, sanayi üretim endeksi, faiz oranı ve reel ekonomik büyüme

Güney ve Saka Ilgın (2019)	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	2007:M12-2018:M05	Altın fiyatı, döviz kuru ve faiz oranı
Sadeghzade (2019)	Türkiye	DOLS ve Granger Nedensellik Testi	1989:M01-2018:M06	Faiz oranı, ithalat ve ihracat
Kök ve Nazlıoğlu (2020)	Türkiye	Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi	02.01.2009-12.11.2018	VIX ve döviz kuru
Kayral ve Tandoğan (2020)	Türkiye	CCC-GARCH	01.01.2015-08.07.2020	Döviz kuru ve altın
Ünal ve Kardeş (2021)	Türkiye	Granger Nedensellik Testi ve Varyans Ayırıştırma	2003:Q1 - 2018:Q3	Faiz oranı ve GSYH

Tablo 1’de sunulan Türkiye kapsamındaki araştırmalar kronolojik olarak listelendiğinde, başlarda ülkeye özgü makroekonomik değişkenlerin analiz edildiği görülmektedir.

İkinci olarak literatürdeki yabancı çalışmalar incelenecek olursa, dünyadaki çeşitli borsaların endeksleri ile istatistiksel açıdan en fazla anlamlı ilişkisi olduğu belirlenen makroekonomik değişkenlerin para arzı, döviz kuru, faiz oranı ve TÜFE olduğu görülmektedir. Bunlara ilaveten, çok çeşitli makroekonomik değişkenler (resmi rezervler, işlem hacmi, sanayi üretim endeksi, GSYİH, bütçe açığı, devlet harcamalarındaki değişiklikler) ile dünyadaki çeşitli borsaların endeksleri arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar literatürde yer almaktadır. Bu çalışmalardan bir kısmı özet şeklinde aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 2. Konuya İlişkin Yabancı Kaynakların İncelenmesi

Yazar / Yazarlar	Kapsam	Yöntem	Dönem	Borsa Endeksi	Borsa Endeksleri ile Anlamlı İlişkisi Bulunan Değişkenler
Maysami ve Koh (2000)	Singapur	VECM	1988:M01-1995:M01	Singapur Borsa Endeksi (SES)	TÜFE, para arzı (M2), bankalararası faiz oranı (3 aylık), devlet tahvili faizi (5 yıllık) ve döviz kuru
Gan ve ark.	Yeni	Johansen	1990:M01-	Yeni	Mevduat faizi (1

(2006)	Zelanda	Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	2003:M01	Zelanda Borsa Endeksi (NYSE40)	aylık), para arzı (M1) ve reel GSYİH
Patra ve Poshakwale (2006)	Yunanistan	Granger Nedensellik Testi ve ECM	1990:M01-1999:M12	Yunanistan Borsa Endeksi (ASE)	TÜFE, para arzı ve işlem hacmi
Ratanapakorn ve Sharma (2007)	ABD	VECM ve Granger Nedensellik Testi	1975:M01-1999:M04	ABD Borsa Endeksi (S&P500)	Para arzı (M1), sanayi üretim endeksi, enflasyon oranı, Japon Yeni kuru, Hazine bonusu faizi ve devlet tahvili faizi
Rahman ve ark. (2009)	Malezya	VAR	1986:M01-2008:M03	Malezya Borsa Endeksi (KLCI)	Resmi rezervler, sanayi üretim endeksi, para arzı (M2), Hazine bonusu faizi (3 aylık) ve döviz kuru
Asmy ve ark. (2009)	Malezya	ECM	1987:M01-1995:M01	Malezya Borsa Endeksi (KLCI)	TÜFE, para arzı(M2) ve ABD doları döviz kuru
Hosseini ve ark. (2011)	Çin ve Hindistan	Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi ve VECM	1999:M01-2009:M01	Çin ve Hindistan Borsa Endeksleri	Ham petrol, para arzı (M2), sanayi üretimi ve enflasyon oranı
Hsing ve Hsieh (2011)	Polonya	GARCH ve ARCH	2000:Q1-2010:Q2	Polonya Borsa Endeksi	Devlet borçlanma/GSYİH oranı, reel faiz oranı, nominal efektif döviz kuru, Alman borsa endeksi
Naik ve Padhi (2012)	Hindistan	Granger Nedensellik Testi ve VECM	1994:M04-2011:M06	Hindistan Borsa endeksi (BSE)	Para arzı ve sanayi üretim endeksi ve toptan eşya fiyat endeksi
Akbar ve ark. (2012)	Pakistan	Granger Nedensellik Testi ve VECM	1999:M01-2008:M06	Pakistan Borsa Endeksi (KSE100)	Para arzı ve Hazine bonusu faizi (6 aylık), TÜFE ve döviz rezervleri
Osamwonyi ve Evbayiro-Osagie	Nijerya	VECM	1975-2005	Nijerya Borsa Endeksi	TÜFE, GSYİH, döviz kuru, para arzı (M2), faiz

(2012)				(SMI)	oranı ve bütçe açığı
Zubair (2013)	Nijerya	Johansen Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	2001:M04-2011:M12	Nijerya Borsa Endeksi (ASI)	Para arzı (M2)
Ntshangase ve ark. (2016)	Güney Afrika	VECM	1994:Q4-2012:Q4	Güney Afrika Borsa Endeksi (JSE)	Para arzı (M3), faiz oranı, enflasyon, döviz kuru ve devlet harcamalarındaki değişiklikler

3. Veri Seti

Çalışmada Ocak 2012 ve Mart 2021 arası 111 aylık veri seti kullanılmıştır. Öncelikle, literatür incelemesinde tespit edildiği üzere, BIST100 ile en fazla anlamlı ilişkisi olduğu gözlenen değişkenlerin veri seti toplanmıştır. Bu değişkenler; para arzı (M2), ABD Doları-Türk Lirası döviz kuru (USDTL), tüketici fiyat endeksi (TUFİ) ve 1 aylık Türk Lirası mevduat faizidir (FAİZ). BIST100, M2, TUFİ, FAİZ ve USDTL değişkenlerine ait zaman serileri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) elektronik veri dağıtım sistemi (EVDS) aracılığı ile elde edilmiştir. Aşağıdaki tabloda değişkenlere ait referanslara yer verilmiştir.

Tablo 3. Çalışmada Kullanılan Bağımsız Değişkenler

Bağımsız Değişkenler	Referanslar
Para arzı	Maysami ve Koh, 2000; Gan ve ark., 2006; Patra ve Poshakwale, 2006; Ratanapakorn ve Sharma, 2007; Asmy ve ark., 2009; Rahman ve ark., 2009; Akbar ve ark., 2012; Naik ve Padhi, 2012; Osamwonyi ve Evbayiro-Osagie, 2012; Ntshangase ve ark., 2016.
Tüketici fiyat endeksi	Maysami ve Koh, 2000; Erdem ve ark., 2005; Patra ve Poshakwale, 2006; Asmy ve ark., 2009; Akbar ve ark., 2012; Osamwonyi ve Evbayiro-Osagie, 2012; Ntshangase ve ark., 2016.
Döviz kuru (ABD Doları-Türk Lirası)	Maysami ve Koh, 2000; Erdem ve ark., 2005; Açıkalın ve ark., 2008; Asmy ve ark., 2009; Rahman ve ark., 2009; Albayrak ve ark., 2012; Osamwonyi ve Evbayiro-Osagie, 2012, Altınbaş ve ark., 2015; Ntshangase ve ark., 2016; Barut ve ark., 2017.
Faiz oranı (1 aylık Türk Lirası mevduat faizi)	Maysami ve Koh, 2000; Erdem ve ark., 2005; Gan ve ark., 2006; Açıkalın ve ark., 2008; Osamwonyi ve Evbayiro-Osagie, 2012; Ntshangase ve ark., 2016; Barut ve ark., 2017; Koyuncu, 2018; Güney ve Saka İlgin, 2019; Sadeghzade, 2019.

4. Metodoloji ve Uygulama

Literatür incelemesinde, farklı yöntemlerin farklı dönemler için uygulandığı pek çok çalışma ele alınmıştır. Bu çalışmada öncelikle M2, TUFE, FAIZ ve USDTL değişkenlerinin şoklarının BIST100'e ait şokların nedeni olup olmadığı VAR modeline dayanan Hatemi-J (2012) asimetrik nedenselliği ile test edilecektir. Ardından BIST100'ün şokları ile nedensel ilişkisi tespit edilen bağımsız değişkenlerin şokları nispeten yeni bir ekonometrik uygulama özelliği taşıyan ve Hatemi-J (2014) tarafından literatüre kazandırılan Asimetrik Etki-Tepki Fonksiyonları ile incelenecektir. Analizler için Eviews 9.5 ve Gauss 16 paket programları kullanılmıştır.

Hatemi-J (2014), Granger ve Yoon (2002)'un çalışmasını takip ederek seriler arasındaki ilişkiyi tespit etmek üzere bunları pozitif ve negatif şoklarına ayırmıştır. Bunu yapmaktaki temel fikri, negatif şoklar ile pozitif şokların değişkenler üzerindeki etkisinin aynı olmadığıdır. Bu durumu da piyasalardaki aktörlerin iyi ve kötü haberlere verdiği tepkinin seviyesinin farklı olduğu ve piyasalarda asimetrik bilginin var olduğu gibi nedenlere dayandırmıştır.

Asimetrik nedensellik ve asimetrik etki-tepki fonksiyonları, sırasıyla dört farklı şekilde modellenecektir.

$$(NLOGBIST100) = \{NLOGFAIZ\}, \{NLOGM2\}, \{NLOGTUFE\}, \{NLOGUSDTL\} \quad (1)$$

$$(PLOGBIST100) = \{PLOGFAIZ\}, \{PLOGM2\}, \{PLOGTUFE\}, \{PLOGUSDTL\} \quad (2)$$

$$(NLOGBIST100) = \{PLOGFAIZ\}, \{PLOGM2\}, \{PLOGTUFE\}, \{PLOGUSDTL\} \quad (3)$$

$$(PLOGBIST100) = \{NLOGFAIZ\}, \{NLOGM2\}, \{NLOGTUFE\}, \{NLOGUSDTL\} \quad (4)$$

Bu işleme geçmeden önce, ilk olarak logaritması alınan değişkenlerin zaman serileri durağanlık sınamasına tabi tutulmuştur.

4.1. Durağanlık Sınaması

Logaritmik dönüşüm uygulanmış değişkenlere ait pozitif ve negatif bileşenlerin durağanlıkları, "Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller; ADF)" ile analiz edilmiştir. Bu testin öncesinde, Dickey ve Fuller (1979, 1981) durağanlığı daha ilkel şekilde analiz eden ve literatürde kendi isimleriyle anılan Dickey-Fuller (DF) testini önermişlerdir. Bu test, bir otoregresif bütünleşik hareketli ortalamanın (autoregressive integrated moving average; ARIMA) sıfır hipotezini durağan ve alternatif olarak test etmektedir. Bir (otoregresif) AR(1) model şu şekilde ifade edilir (Mushtaq, 2011):

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon \quad (5)$$

Burada Dickey ve Fuller, eşitliğin (5) her iki tarafından “ Y_{t-1} ” çıkararak alternatif bir eşitlik önermektedirler.

$$Y_t - Y_{t-1} = \varphi Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon \quad (6)$$

Her iki tarafından “ Y_{t-1} ” çıkarılan eşitlik aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$\Delta Y_t = (\varphi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon \quad (7)$$

Denklemden (7) sabit terim yoktur ve burada “ $\gamma = \varphi - 1$ ” ise, denklem (7) aşağıdaki forma dönüşecektir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon \quad (8)$$

Dickey ve Fuller bu noktada eşitliğe (8) sadece sabit terimi (9) ve hem sabit terim hem zaman trendini (10) ekleyerek iki alternatif form önermektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon \quad (10)$$

Her iki denklem (9 ve 10) için “ $H_0: \gamma = 0$ ” sıfır hipotezi ve “ $H_1: \gamma < 0$ ” alternatif hipotezi test edilmektedir. Verilerin durağanlığını test etmek için her iki seriye de sabit terim içeren DF testi uygulanırsa, sıfır hipotezini sınavan t-istatistikleri şu şekilde formülize edilmektedir:

$$t = \frac{\hat{\gamma} - \gamma^{H_0}}{SE(\hat{\gamma})} \quad (11)$$

Hesaplanan t-istatistik değeri, kritik değerden büyükse, boş hipotez reddedilmez. Bu durumda söz konusu değişken durağan olmayacak ve birim köke sahip olacaktır. Öte yandan, hesaplanan t-istatistik değeri, kritik değerden küçükse, sıfır hipotezi reddedilir. Bu durumda, temel seri durağan bir seridir ve birim kök içermemektedir. Boş hipotezin reddedilmediği durumda, diğer bir deyişle seri durağan değilse, sırayla birinci ve ikinci farkta test edilir (Mushtaq, 2011).

ADF, DF'nin ileri bir versiyonudur. Bir AR(k) modeline uyan bu test, durağan ARIMA(p+1, 0, 0) alternatifine karşı bir ARIMA(p, 1, 0) sürecinin sıfır hipotezini inceler (Cheung ve Lai, 1995). Bu modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri, otokorelasyonun ortadan kalktığı gecikmeye kadar mevcut modele eklenir. Bu ifade şu şekilde gösterilebilir:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Denklemlerin her iki tarafından “ Y_{t-1} ” çıkarılır ve bu denklem aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} \dots \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (15)$$

Denklem (15) incelendiğinde, otokorelasyon probleminin ortadan kalktığı noktaya kadar fark alma işlemine devam edildiği görülmektedir. Bu ifade hem sabit hem trendin olmadığı (16), sadece sabitin olduğu (17) ve hem sabit hem trendin olduğu (18) denklemler için şu şekilde yeniden yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (18)$$

ADF testinde durağanlık testi, DF ile aynı prosedürü takip eder. İlk olarak, seviyede durağanlık test edilir. Bu, serilerin $I(0)$ olma durumudur. Seviyede durağanlık görülmemişse, birinci farkta durağanlık kontrol edilir ($I(1)$). Bu da sağlanmazsa sonrasında ikinci farkta durağanlık sınanır ($I(2)$). Buna göre, birinci farkta denklem aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\Delta^2 Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta^2 Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (19)$$

$$\Delta^2 Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta^2 Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (20)$$

$$\Delta^2 Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta^2 Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (21)$$

Çalışma kapsamındaki seriler için ADF prosedürü takip edilmiş ve değişkenlerin durağanlıklarına ilişkin aşağıda yer alan tablodaki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 4. Negatif ve Pozitif Bileşenlerine Ait ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzyey		Birinci Fark	
	t-istatistik	Olasılık	t-istatistik	Olasılık
NLOGBIST100	-2,025492	0,5807	-9,638583	0,0000
NLOGM2	-2,026426	0,5802	-7,787655	0,0000
NLOGUSDTRY	-1,426426	0,8478	-7,651158	0,0000
NLOGFAIZ	-1,617417	0,7800	-11,83043	0,0000

NLOGTUFU	-3,167652	0,0965	-8,312413	0,0000
PLOGBIST100	-1,309347	0,8804	-10,84974	0,0000
PLOGM2	-0,974594	0,9425	-10,36017	0,0000
PLOGUSDTRY	-2,322186	0,4182	-7,045932	0,0000
PLOGFAIZ	-2,358731	0,3989	-5,150191	0,0002
PLOGTUFU	-0,935847	0,9473	-5,650865	0,0000

Not: Eşitlik trend ve kesişim içermektedir. Değişkenlerin kısaltmalarının önündeki “N”, bir değişkenin negatif bileşenini; “P” ise pozitif bileşenini ifade etmektedir.

Bileşenlere ait ADF birim kök test sonuçları tüm bileşenlerin I(1) olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre, değişkenlere ait negatif bileşenlerin düzey değerlerinde olasılık değerleri 0,05’ten büyüktür. Bu durumda negatif bileşenlerin birim kök içerdiği yani düzeyde durağan olmadıkları söylenir. Bunların birinci farkları alındığında ise durağan hale geldikleri görülmektedir. Aynı şekilde, değişkenlere ait pozitif bileşenlerin düzey değerlerindeki olasılık değerleri de 0,05’ten büyüktür. Bu durumda pozitif bileşenlerin birim kök içerdiği yani düzeyde durağan olmadıkları söylenir. Bunların da birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir.

4.2. Şoklara Ait Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Bileşenlerin durağanlık bilgileri kullanılarak VAR modelleri kurulmuştur ve bu modellerde Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi uygulanmıştır. VAR modelinde en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Hatemi-J tarafından ortaya atılan Hatemi-J (2003) kriteri (HJC) takip edilmiştir. Modeldeki Y_1 notasyonu BIST100’ü ve Y_2 notasyonu diğer değişkenler M2, TUFU, FAIZ ve USDTRY’yi temsil etmektedir. Buradan hareketle, söz konusu değişkenler aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Hatemi-J, 2012: 149):

$$Y_{1t} = Y_{1t-1} + u_{1t} = Y_{01} + \sum_{i=1}^t u_{1i} \quad (22)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + u_{2t} = Y_{02} + \sum_{i=1}^t u_{2i} \quad (23)$$

Y_{01} ve Y_{02} değişkenlerin başlangıç değerlerini, u_{1i} ve u_{2i} değişkenleri beyaz gürültüden saptıran şokların toplamını temsil etmektedir (Özer ve Kırcı, 2018: 195). Hatemi-J (2012: 149) bu şokları aşağıdaki gibi ifade etmiştir:

$$u_{1i}^+ = \max(u_{1i}, 0) \text{ ve } u_{2i}^+ = \max(u_{2i}, 0) \quad (\text{pozitif şoklar}) \quad (24)$$

$$u_{1i}^- = \max(u_{1i}, 0) \text{ ve } u_{2i}^- = \min(u_{2i}, 0) \quad (\text{negatif şoklar}) \quad (25)$$

Eşitlik (24 ve 25) analiz edilecek iki değişkenin pozitif şoklarını ve negatif şoklarını ifade etmektedir. Öyleyse, değişkenleri beyaz gürültüden saptıran şokların toplamı negatif ve pozitif şokların toplamıdır ve bu eşitlik aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\mathbf{u}_{1i} = \mathbf{u}_{1i}^+ + \mathbf{u}_{1i}^- \text{ ve } \mathbf{u}_{2i} = \mathbf{u}_{2i}^+ + \mathbf{u}_{2i}^- \quad (26)$$

Analiz edilecek değişkenler yeniden tanımlanırsa:

$$\mathbf{Y}_{1t} = \mathbf{Y}_{1t-1} + \mathbf{u}_{1t} = \mathbf{Y}_{01} + \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{1i}^- \quad (27)$$

$$\mathbf{Y}_{2t} = \mathbf{Y}_{2t-1} + \mathbf{u}_{2t} = \mathbf{Y}_{02} + \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{2i}^- \quad (28)$$

Ardından, yeniden tanımlanan değişkenlerden elde edilen şoklar aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\mathbf{Y}_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{1i}^+, \mathbf{Y}_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{1i}^-, \mathbf{Y}_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{2i}^+, \mathbf{Y}_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \mathbf{u}_{2i}^- \quad (29)$$

\mathbf{Y}_{1t}^+ ve \mathbf{Y}_{1t}^- BIST100 Endeksi'nin sırasıyla pozitif ve negatif şoklarını; \mathbf{Y}_{2t}^+ ve \mathbf{Y}_{2t}^- ise M2, TUFİ, FAİZ ve USDİTL değişkenlerinin pozitif ve negatif şoklarını temsil etmektedir. Örneğin, bu değişkenlerin pozitif şokları arasındaki ilişkiler VAR modeli ile aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{1t}^+ \\ \mathbf{Y}_{2t}^+ \end{bmatrix} = \alpha_0 + \alpha_1 \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{1t-1}^+ \\ \mathbf{Y}_{2t-1}^+ \end{bmatrix} + \dots + \alpha_p \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{1t-p}^+ \\ \mathbf{Y}_{2t-p}^+ \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (30)$$

Eşitlik (30), sadece değişkenlerin pozitif şokları arasındaki ilişkinin VAR modelindeki gösterimiyken, değişkenlere ait pozitif-negatif şoklar, negatif-pozitif şoklar ve sadece negatif şoklar da benzer şekilde modellenebilir.

Buna göre, M2, TUFİ, FAİZ ve USDİTL'nin şoklarından BIST100'ün şoklarına doğru nedensellik analizi uygulanmış ve Tablo 5'te analizin sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo 5. Bileşenlere Ait Hatemi-J (2012) Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotezler	W-istatistik	Gecikme	Kritik Değer
1 numaralı fonksiyon (Negatif-Negatif)			
NLOGFAİZ \neq NLOGBIST100	0,568	1	4,173
NLOGM2 \neq NLOGBIST100	0,325	1	4,220
NLOGTUFİ \neq NLOGBIST100	0,416	1	4,186
NLOGUSDİTL \neq NLOGBIST100	0,213	1	4,079
2 numaralı fonksiyon (Pozitif-Pozitif)			

PLOGFAIZ \neq PLOGBIST100	0,005	1	3,933
PLOGM2 \neq PLOGBIST100	0,071	1	4,321
PLOGTUFÉ \neq PLOGBIST100	0,015	1	4,023
PLOGUSDTL \neq PLOGBIST100	0,018	1	4,246
3 numaralı fonksiyon (Pozitif-Negatif)			
PLOGFAIZ \neq NLOGBIST100	1,329	1	4,155
PLOGM2 \neq NLOGBIST100	0,287	1	4,122
PLOGTUFÉ \neq NLOGBIST100	0,000	1	4,060
PLOGUSDTL \neq NLOGBIST100	15,490*	2	7,006
4 numaralı fonksiyon (Negatif-Pozitif)			
NLOGAIZ \neq PLOGBIST100	0,170	1	3,925
NLOGM2 \neq PLOGBIST100	0,075	1	3,932
NLOGUFE \neq PLOGBIST100	0,001	1	4,005
NLOGUSDTL \neq PLOGBIST100	0,276	2	6,518

Not: *: %5 seviyesindeki istatistiksel anlamlılığı gösterir. Gecikme HJC ile otomatik olarak belirlenmiştir.

Tablo 5'teki sonuçlar, %5 anlamlılık seviyesinde dolar kurunun pozitif şoklarından BIST100'ün negatif şoklarına doğru anlamlı asimetric nedensellik ilişkileri olduğunu göstermektedir. Simetric nedensellik testlerinde aynı kabul edilen şokların aksine asimetric ilişkilerde şoklar arasında farklı etkilerin olduğu Tablo 5'ten açıkça görülmektedir. Değişkenlere ait diğer şoklar arasında ise herhangi bir nedensellik bulgusuna rastlanmamıştır.

4.3. Asimetric Etki-Tepki Fonksiyonları Sonuçları

Yukarıda aralarında nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilen şokların, yönünü belirlemek için Hatemi-J (2014) asimetric etki-tepki fonksiyonları incelenmiştir. Y_1^+ ve Y_2^+ değişkenlerinin arasındaki pozitif şokların etki-tepki fonksiyonlarının, yani $Y_t^+ = (Y_{1t}^+, Y_{2t}^+)$ vektörünün dinamic etkileşiminin test edildiği varsayılırsa, aşağıdaki VAR(k) modeli tahmin edilebilir (Hatemi-J, 2014: 19):

$$Y_t^+ = \delta_0 + \delta_1 Y_{t-1}^+ + \dots + \delta_k Y_{t-k}^+ + u_t^+ \quad (31)$$

Burada, ϕ_0 ; 2x1 vektör, ϕ_s (s=1,2, ...,k); 2x2 matris ve u_t^+ ; 2x1 hata terimleri vektörüdür. HJC bilgi kriteri minimize edilerek optimal gecikme sırası "k" seçilir. Asimetric etki-tepkiyi hesaplamak için VAR modeli aşağıda gösterildiği gibi hareketli ortalama (moving average; MA) formatında yazılabilir.

$$Y_t^+ = \sum_{i=0}^{\infty} C_i + \sum_{i=0}^{\infty} A_i u_{t-1}^+, \quad \text{ için } t = 1, 2, \dots, T \quad (32)$$

A_i ; 2x2 katsayı matrislerini temsil eder ve aşağıdaki gibi özyinelemeli olarak elde edilir:

$$A_i = \delta_1 A_{i-1} + \delta_2 A_{i-2} + \dots + \delta_k A_{i-k}, \quad \text{ için } i = 1, 2, \dots, \quad (33)$$

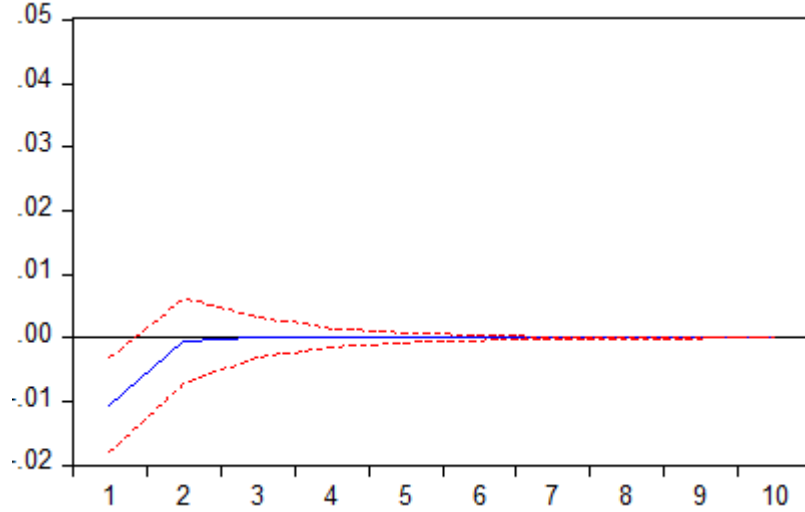
$$\mathbf{A}_0 \approx \mathbf{I}_2 \text{ ve } \mathbf{A}_i = \mathbf{0}, \forall i < 0 \text{ ve } \mathbf{C}_i = \mathbf{A}_i \boldsymbol{\delta}_0 \quad (34)$$

“j’inci (j.)” denklemdeki bir standart hata şokunun “t” zamanda “ \mathbf{Y}_{t+f}^+ ” üzerindeki “asimetrik genelleştirilmiş etki-tepki (asymmetric generalized impulse-response; AGIR)” denklemini aşağıdaki gibidir:

$$\text{AGIR}(n) = \sigma_{jj}^{-0,5} \mathbf{A}_n \boldsymbol{\Omega} \mathbf{e}_j, \quad \text{için } n = 0, 1, 2, \dots, \quad (35)$$

Burada “ $\boldsymbol{\Omega}$ ”, VAR modelindeki hata terimlerinin hesaplanmış varyans-kovaryans matrisidir ($\boldsymbol{\Omega} = \{\sigma_{ij}, i, j=1, 2\}$). “ \mathbf{e}_j ”, j’inci elemanı 1 ve diğer tüm elemanları 0 olacak şekilde belirtilen 2x1 seçim vektörüdür (Hatemi-J, 2014: 19).

Bu doğrultuda, yukarıda nedensel ilişkisi tespit edilen USDTL’nin pozitif şoku ve BIST100’ün negatif şokuna dair etki-tepki analizi sonuçları Şekil 1’de görülmektedir.



Şekil 1. DPLOGUSDTL’de genelleştirilmiş bir standart sapmalı şoka DNLOGBIST100’nin tepkisi

Şekil 1’deki BIST100 ve USDTL ilişkisine göre, dolar kurundaki pozitif şoklar BIST100’de meydana gelen negatif şokları artırmaktadır. Buradan, USDTL’nin pozitif şokunun BIST100’ün negatif şokunu olumlu etkilediği sonucuna varılabilir. Son olarak, USDTL’de yaşanan pozitif şokların BIST100’ün negatif şokları üzerindeki etkileri ortalama 4-5 dönem sonunda tamamen ortadan kalkmaktadır.

5. Değerlendirme ve Sonuç

Bu çalışma hem ulusal hem de yabancı kaynaklara dayanarak, borsa endeksleri ile en çok ilişki içinde olduğu düşünülen makroekonomik değişkenlere odaklanmıştır. Literatür incelemesinde, borsa endeksleri ile ilişkisi araştırılan makroekonomik değişkenlerden en fazla para arzı, döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranına odaklanıldığı bilgisine ulaşılmıştır.

Buradan hareketle de seçilmiş makroekonomik değişkenlerin BIST100 endeksi üzerindeki etkilerinin tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu etkilerin yönünün ve şiddetinin bilinmesi ve takip edilmesi, özellikle borsa yatırımcıları açısından önemlidir. Borsa endekslerinin sistematik risk unsuru sayılan makroekonomik değişkenlerden etkilendiği görüşü genellikle simetrik metotlarla analiz edilmiştir. Buradan hareketle, 2012:M01 ve 2021:M03 dönemine ait 111 aylık gözlem önce Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi, sonrasında ise asimetrik etki-tepki fonksiyonları ile analiz edilmiştir.

Çalışma sonuçlarına göre, dolar kurundaki yükseliş beklentisi, parasının değerini korumak isteyen yatırımcıların dolara olan taleplerini artırır. Türkiye'deki özellikle yerli yatırımcılar açısından ekonominin anormal bir seyir izlediği dönemlerde dolar önemli bir değer saklama aracı olarak görülmektedir. Bu durumda yatırımcılar hisse senetlerine olan taleplerini azaltıp dolara yönelebilirler. Bu nedenle de hisse senetlerinin fiyatlarının düşeceği savunulabilir. Diğer taraftan, döviz kuru değişimlerinin hisse senedi fiyatını etkileme mekanizması firma maliyetleri yolu ile de gerçekleşmektedir. Artan girdi maliyetleri firma karlılıklarını etkileyerek üretim kararlarını ve firma büyüme politikalarını şekillendirmektedir. Özellikle girdi maliyetlerinin yükselmesi firma karlılığını olumsuz etkileyerek ya da firmanın döviz kuru riskini arttırarak bilançosunda bozulmalara neden olmaktadır. Bu durum da şirketin hisse senetlerinin değerini olumsuz etkilemektedir. Literatürdeki birçok çalışma, dolar kurundaki pozitif şokların BIST100'de meydana gelen negatif şokları artırdığı bulgusunu destekler niteliktedir (Kandır, 2008 ve ark., 2012; Aktaş ve Akdağ, 2013; Kaya ve ark., 2013; Kök ve Nazlıoğlu, 2020).

Türkiye, son yıllarda özellikle döviz kurundaki yükselişin sebep olduğu bir takım ekonomik problemle mücadele etmektedir. Bu problemlerin yansımaları olarak üretici maliyetleri yükselmiş ve bu durum TCMB'nin fiyat istikrarını sağlamakta zorlanmasına sebebiyet vermiştir. TCMB, fiyatlar genel seviyesindeki sürekli ve hissedilir artışı önlemek adına zaman zaman para politikası araçlarına başvurmakta ve belli periyotlarda gerçekleşen Para Politikası Kurulu (PPK) toplantılarında politika faizine dair karar almaktadır. Yakın dönemlerde, TCMB'nin politika faizini yükselttiği ya da düşürdüğü toplantı kararlarına şahit olunmuştur. Özellikle politika faizinin düşürülmesine karar verilen toplantılar sonrasında, dolar kurunda yaşanan yükselişle birlikte, BIST100'de düşüş yaşandığını söylemek mümkündür. Dolar kurunun yükselmesine neden olan diğer bazı önemli etmenler; öngörülemez küresel şoklar, uluslararası siyasetteki gerilimin belirsizliği arttırması ve yabancı yatırımcının belirsizliğin olduğu ortamlarda uzun vadeli yatırım yapmaktan kaçınması ya da parasını yurtdışına kaçırmasıdır. Tüm bunlar aslında birbirini tetikleyerek döviz kurundaki yükselişe sebep olan faktörlerdir. Dolar kurundaki ani yükselişler sonrası, gerçek hayatta

BIST100'ün düştüğü her zaman söylenemese de çoğunlukla bu durumdan olumsuz etkilendiği gözlenmektedir. Bu sebeple, gerçek hayatta çalışma bulgusuna paralel bir gözlemle karşılaşıldığını söylemek mümkündür.

Özetle, Türkiye özelinde yatırımcıların borsa endeksini etkileyen sistematik risk faktörlerinden döviz kurunu göz önünde bulundurmaları ve kur artışlarında BIST100'ün azalma eğiliminde olduğuna dikkat etmeleri gerektiği söylenebilir. Bu çalışma, Türkiye orijininde olup, Borsa İstanbul'da yatırım yapacaklara, öncelikli olarak hangi sistematik risk faktörlerini göz önünde bulundurmaları gerektiğine dair ipuçları sunmaktadır. Test edilen döneme ve yöntemine bağlı olarak, farklı makroekonomik değişkenlerin BIST100'ü etkiliyor olması muhtemeldir. Bu konuda yapılacak her çalışma kendi kapsamında değerlendirmelidir.

KAYNAKÇA

- Açıkalın, Sezgin, Rafet Aktaş, and Seyfettin Ünal. "Relationships between stock markets and macroeconomic variables: an empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange." *Investment Management and Financial Innovations* 5.1 (2008): 8-16.
- Akbar, Muhammad, Shahid Ali Khan, and Faisal Khan. "The relationship of stock prices and macroeconomic variables revisited: Evidence from Karachi stock exchange." *African Journal of Business Management* 6.4 (2012): 1315-1322.
- Aktaş, Metin, and Saffet Akdağ. "Türkiye’de ekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatları ile ilişkilerinin araştırılması." *International Journal of Social Science Research* 2.1 (2013): 50-67.
- Albayrak, Ali Sait, Nurettin Öztürk, and Şevket Tüylüoğlu. "Makroekonomik değişkenler ile sermaye hareketlerinin İMKB-100 endeksi üzerindeki etkisinin incelenmesi." *AİBÜ-İİBF Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi* (2012): 1-22.
- Altınbaş, Hazar, Nilgün Kutay, and Cenk Akkaya. "Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkisi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama." *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi* 4.2 (2015): 30-49.
- Asmy, Mohamed, et al. *Effects of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Malaysia: An Approach of Error Correction Model*. No. 20970. University Library of Munich, Germany, 2009.
- Barut, Abdulkadir, Sadık Karaoğlan, and Mehmet Emin Karabayır. "Faiz Oranı-Döviz Kuru ve Bist100 Etkileşimi: Maki Eş-Bütünleşme Analizi." *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 8.16 (2017): 503-523.
- Carhart, Mark M. "On persistence in mutual fund performance." *The Journal of finance* 52.1 (1997): 57-82.
- Cheung, Yin-Wong, and Kon S. Lai. "Lag order and critical values of the augmented Dickey-Fuller test." *Journal of Business & Economic Statistics* 13.3 (1995): 277-280.
- Dhakal, Dharmendra, Magda Kandil, and Subhash C. Sharma. "Causality between the money supply and share prices: a VAR investigation." *Quarterly Journal of Business and Economics* (1993): 52-74.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root." *Journal of the American statistical association* 74.366a (1979): 427-431.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root." *Econometrica: journal of the Econometric Society* (1981): 1057-1072.
- Erdem, Cem, Cem Kaan Arslan, and Meziyet Sema Erdem. "Effects of macroeconomic variables on Istanbul stock exchange indexes." *Applied Financial Economics* 15.14 (2005): 987-994.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "A five-factor asset pricing model." *Journal of financial economics* 116.1 (2015): 1-22.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of Financial Economics* 33 (1993): 3-56.
- Gan, Christopher, et al. "Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence." *Investment management and financial innovations* 3, Iss. 4 (2006): 89-101.
- Glass, R. D., and E. vd M. Smit. "the relationship between changes in money supply and changes in share prices: the semi-strong form efficiency of the Johannesburg Stock Exchange revisited." *South African Journal of Business Management* 26.1 (1995): 19-27.
- Granger, Clive WJ, and Gawon Yoon. "Hidden cointegration." *U of California, Economics Working Paper* 2002-02 (2002).
- Güney, Selami, and Kübra Saka Ilgin. "Yatırım araçlarının BIST-100 endeksi üzerindeki etkisinin değerlendirilmesi." *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 53 (2019): 226-245.
- Hamburger, Michael J., and Levis A. Kochin. "Money and stock prices: The channels of influences." *The journal of Finance* 27.2 (1972): 231-249.
- Hashemzadeh, Nozar, and Philip Taylor. "Stock prices, money supply, and interest rates: the question of causality." *Applied economics* 20.12 (1988): 1603-1611.
- Hatemi-j, Abdunnasser. "A new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models." *Applied Economics Letters* 10.3 (2003): 135-137.
- Hatemi-j, Abdunnasser. "Asymmetric causality tests with an application." *Empirical economics* 43.1 (2012): 447-456.
- Hatemi-j, Abdunnasser. "Asymmetric generalized impulse responses with an application in finance." *Economic Modelling* 36 (2014): 18-22.
- Ho, Yan-ki. "Money supply and equity prices: An empirical note on Far Eastern countries." *Economics Letters* 11.1-2 (1983): 161-165.
- Homa, Kenneth E., and Dwight M. Jaffee. "The supply of money and common stock prices." *The Journal of Finance* 26.5 (1971): 1045-1066.
- Hosseini, Seyed Mehdi, Zamri Ahmad, and Yew Wah Lai. "The role of macroeconomic variables on stock market index in China and India." *International journal of Economics and Finance* 3.6 (2011): 233-243.
- Hsing, Yu, and Wen-jen Hsieh. "Impacts of macroeconomic variables on the stock market index in Poland: new evidence." *Journal of Business Economics and Management* 13.2 (2012): 334-343.

- Kandır, Serkan Yılmaz. "Macroeconomic variables, firm characteristics and stock returns: Evidence from Turkey." *International research journal of finance and economics* 16.1 (2008): 35-45.
- Kaya, Vahdet, İstemi Çömlekçi, and Kara, A. Oğuz. "Hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik değişkenler 2002–2012 Türkiye örneği." *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* 35 (2013).
- Kaya, Emine. "Borsa İstanbul (BIST) 100 endeksi ile Zımnı Volatilite (VIX) endeksi arasındaki eş-bütünleşme ve granger nedensellik." *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi sosyal ve ekonomik araştırmalar dergisi* 2015.1 (2015): 1-6.
- Kayral, İhsan Erdem, and Nisa Şansel Tandoğan. "BİST100, Döviz Kurları ve Altının Getiri ve Volatilitesinde COVID-19 Etkisi." *Gaziantep University Journal of Social Sciences* 19 (2020): 687-701.
- Koyuncu, Tuğba. "BİST-100 endeksinin makroekonomik değişkenler ile ilişkisi: Ampirik bir çalışma." *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi* 3.3 (2018): 615-624.
- Kök, Dündar, and Elif Hilal Nazlıoğlu. "Finansal Piyasalarda Asimetrik Nedensellik: BIST100, VIX ve Döviz Kuru Örneği." *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 55 (2020): 245-262.
- Lintner, John. "Security prices, risk, and maximal gains from diversification." *The journal of finance* 20.4 (1965): 587-615.
- Markowitz, Harry. "Portfolio Selection." *The Journal of Finance* Vol. 7. (1952): 77-91.
- Maskay, Biniv, and M. Chapman. "Analyzing the relationship between change in money supply and stock market prices." *Illinois Wesleyan University Economics Department* (2007).
- Maysami, Ramin Cooper, and Tiong Sim Koh. "A vector error correction model of the Singapore stock market." *International Review of Economics & Finance* 9.1 (2000): 79-96.
- Mossin, Jan. "Equilibrium in a capital asset market." *Econometrica: Journal of the econometric society* (1966): 768-783.
- Mushtaq, Rizwan. "Augmented dickey fuller test." Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1911068> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1911068> (2011).
- Naik, Pramod, and Padhi Puja. *The impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Prices revisited: An Evidence from Indian Data*. University Library of Munich, Germany, 2012.
- Ntshangase, Khanyisa, Kapingura Forget Mingiri, and M. Makhetha Palesa. "The interaction between the stock market and macroeconomic policy variables in South Africa." *Journal of Economics* 7.1 (2016): 1-20.
- Osamwonyi, Ifuero Osad, and Esther Ikavbo Evbayiro-Osagie. "The relationship between macroeconomic variables and stock market index in Nigeria." *Journal of Economics* 3.1 (2012): 55-63.
- Öncü, Mehmet Akif, et al. "Yatırım Araçları Arasındaki Eşbütünleşme (Bist100, Altın, Reel Döviz Kuru)." *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* 15.1 (2015): 43-57.
- Özer, Mustafa and Kırca, Mustafa. "Türkiye’de Cari Açık ile Reel Döviz Kuru Arasındaki Simetrik ve Asimetrik Nedensel İlişkilerin Analizi." *1st International Economics and Business Symposium (ECONBUSS)*, (25-27 October). Gaziantep. (2018): 190-200.
- Özmerdivanlı, Arzu. "Petrol Fiyatları ile BIST 100 Endeksi Kapanış Fiyatları Arasındaki İlişki." *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler Dergisi*, 43 (2014).
- Palmer, Michael. "Money supply, portfolio adjustments and stock prices." *Financial Analysts Journal* 26.4 (1970): 19-22.
- Patra, Theophano, and Sunil Poshakwale. "Economic variables and stock market returns: evidence from the Athens stock exchange." *Applied financial economics* 16.13 (2006): 993-1005.
- Rahman, Aisyah Abdul, Noor Zahirah Mohd Sidek, and Fauziah Hanim Tafri. "Macroeconomic determinants of Malaysian stock market." *African Journal of Business Management* 3.3 (2009): 095-106.
- Ratanapakorn, Orawan, and Subhash C. Sharma. "Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables." *Applied Financial Economics* 17.5 (2007): 369-377.
- Ross, Stephen A. "The arbitrage theory of capital asset pricing." *Journal of Economic Theory* 13.3 (1976): 341-60.
- Sadeghzadeh, Khatereh. "Türkiye’de İhracat ve İthalatın Borsa Üzerindeki Etkileri." *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* 19.1 (2019): 1-23.
- Sharpe, William F. "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk." *The journal of finance* 19.3 (1964): 425-442.
- Ünal, Seyfettin, and Göksel Karaş. "Borsa ve Makroekonomik Faktörler Arasındaki Etkileşim: BIST100 Örneği." *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 28.1 (2021): 169-185.
- Zubair, Abdulrasheed. "Causal relationship between stock market index and exchange rate: Evidence from Nigeria." *CBN journal of Applied Statistics* 4.2 (2013): 87-110.
- Zügül, Muhittin, and Cumhur Şahin. "İMKB 100 endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik bir uygulama." *Akademik Bakış* 16 (2009): 1-16.