



# International JOURNAL of SOCIAL and HUMANITIES SCIENCES RESEARCH (JSHSR)

Uluslararası Sosyal ve Beşeri Bilimler Araştırma Dergisi

Received/Makale Geliş 04.02.2023  
Published /Yayınlanma 25.03.2023  
Volume/Issue (Cilt/Sayı)-ss/pp 10(93), 628-644

<http://dx.doi.org/10.26450/jshsr.3587>  
Research Article  
ISSN: 2459-1149



**Dr. Öğr. Üyesi Bülent YILDIZ**



<https://orcid.org/0000-0001-6358-8620>



Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, Aydın/ TÜRKİYE



**Arş. Gör. Dr. Orhan ŞANLI**



<https://orcid.org/0000-0002-3366-8993>



Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, İktisat Bölümü, Aydın/ TÜRKİYE

## MAKROEKONOMİK GÖSTERGELER İLE BORSA ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİ VE COVID-19 ETKİSİNİN İNCELENMESİ

### INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN MACROECONOMIC INDICATORS AND STOCK MARKET INDICES AND THE IMPACT OF COVID-19

#### ÖZET

Bu çalışmada Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), 5 yıllık devlet tahvil getirisi, reel efektif döviz kuru, kredi hacmi, Sanayi Üretim Endeksi (SÜE), mevduat faiz oranı, CDS (Credit Default Swaps-Kredi Temerrüt Takası) primi ve Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYH)'nın Borsa İstanbul (BIST) Mali ve BIST Sınai endeksleri üzerindeki etkileri incelenmiştir. Ayrıca seçilmiş makroekonomik değişkenlerin borsa endeksleri ile ilişkisi araştırılırken, bu ilişkide COVID-19'un etkisi de test edilmiştir. İki ayrı modelin kurulduğu çalışmada yöntem olarak Autoregressive Distributed Lag Bound (ARDL) Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testi tercih edilmiştir. Çalışmanın zaman boyutu 2008:Q1-2022:Q2 dönemlerini kapsamaktadır. Çalışmanın sınır testi sonuçlarına göre değişkenler arasında güçlü bir eş bütünleşme ilişkisi vardır. Özellikle CDS primleri iki modelde de negatif bir etkiye sahiptir. Ayrıca 2020: Q1 dönemine eklenen kukla değişken, COVID-19 pandemisinin borsaları etkilediğini göstermektedir. Son olarak, Toda Yamamoto Granger nedensellik sonuçlarına göre değişkenler arasında güçlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Birinci modele göre bütün değişkenler BIST Mali'nin Granger nedenidir. İkinci modele göre ise TÜFE hariç, diğer değişkenlerin hepsi BIST Sınai'nin Granger nedenidir. Özetle, seçilen borsa endekslerinin temel makroekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilendiği tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Borsa Endeksleri, Makroekonomik Göstergeler, ARDL Sınır Testi, Granger Nedensellik Testi.

**JEL Kodları:** C01, G10, E44, E50

#### ABSTRACT

In this study, the effects of CPI, 5-year bond yields, real effective exchange rate, credit volume, industrial production index, interest rate, CDS (Credit Default Swaps) premium and GDP (Gross Domestic Product) on BIST Financial and BIST Industrial indices were examined. Also, while investigating the relationship between selected macroeconomic variables and stock market indices, the effect of COVID-19 on this relationship was also tested. In the study in which two different models were established, ARDL Boundary Test and Toda-Yamamoto Granger Causality Test were preferred as methods. The time dimension of the study covers the periods 2008:Q1-2022:Q2. According to the bounds test results of the study, there is a strong cointegration relationship between the variables. Especially CDS premiums have a negative effect on both models. In addition, the dummy variable added to the 2020:Q1 period shows that the COVID-19 pandemic affected the stock markets. Finally, according to the Toda Yamamoto Granger causality results, there is a strong Granger causality relationship between the variables. According to the first model, all variables are the Granger cause of BIST Financial. According to the second model, except for the CPI, all other variables are the Granger cause of BIST Industrial. In summary, it has been determined that the selected stock market indices are significantly affected by the main macroeconomic variables.

**Keywords:** Stock Market Indices, Macroeconomic Indicators, ARDL Boundary Test, Granger Causality Test.

**JEL Codes:** C01, G10, E44, E50

#### 1. GİRİŞ

Finansal piyasaların önemli bir parçası olan hisse senedi piyasası, fon fazlası olanlarla fon eksiği olanlar arasında kaynak transferlerine imkân tanınması nedeniyle, ülke ekonomilerinin sağlıklı işleminde önemli bir role sahiptir (Keswani ve Wadhwa, 2021:1). İyi kurulmuş bir borsa, muhataplarına her zaman tasarruf etme ve yatırım yapma fırsatları sunar (Attari ve Safdar, 2013: 309). Bu nedenle borsalar, büyüme ve sermaye oluşumunu destekleyerek ekonomilerin gelişimine önemli katkı sağlarlar. Daha açık bir ifadeyle hisse senedi piyasaları hem yerli hem de yabancı tasarrufların verimli ve üretken yatırım alanlarına kanalize olmalarına imkân tanıyarak ülke ekonomilerini desteklerler (Imegi, 2014: 80).

Hisse senedi piyasaları, bütün dünyada yatırımcıların tasarruflarını değerlendirebildiği önemli finansal mecralar olarak varlığını sürdürürken, bu piyasaların faiz oranları, döviz kuru, enflasyon, işsizlik, dış ticaret gibi makroekonomik faktörlerle ilişkili olması finansal piyasalardaki oynaklığın artışına sebep olmaktadır. Bu ise yatırımcıların geleceğe ilişkin riskleri öngörebilmelerini zorlaştırmaktadır (Okşak ve Sarıtaş, 2020: 536).

Hisse senedi fiyatlarını etkileyen işletme içi ve işletme dışı birçok faktör bulunmaktadır. Bu faktörler birbirinden farklı şekilde ve düzeyde hisse senedi fiyatlarını etkileyebilir. Ulusal düzeydeki politik, ekonomik, sosyal ve sektörel gelişmelerin yanında işletmelere ait ekonomik ve finansal performans bunlardan bazılarıdır. Bunların dışında, ülkelerin siyasi, iktisadi ve özellikle yoğun ticari ilişki içinde olduğu ülkeler ve küresel ölçekteki gelişmeler hisse senedi piyasalarına yön vermektedir (Uzun ve Güngör, 2017: 2).

Hisse senetlerinin riskli yatırım aracı özelliği taşımaları nedeniyle, bu piyasalarda işlem yapan yatırımcılar, yüksek getiri elde etmek ve riskten korunmak için hisse senetlerinin getirilerini etkileyen unsurları bilmek isterler (Kaya ve Uğurlu, 2016:2; Attari ve Safdar, 2013: 310). Hisse senedi piyasalarını etkileyen faktörlerin göz ardı edilmesi, yatırımcıları hatalı yatırım kararlarına düşürebilecektir (Kaya ve Uğurlu, 2016:2).

Makroekonomik göstergeler ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki hem akademisyenler hem de yatırımcılar tarafından oldukça fazla ilgi gören bir konudur. Geçtiğimiz birkaç on yıl içerisinde konuya gösterilen ilgi sayesinde, çeşitli çerçeveler kullanılarak olası ilişkileri inceleyen önemli bir literatür ortaya çıkmıştır (Bhuiyan ve Chowdhury, 2020: 62). Borsa endekslerinin makroekonomik değişkenlerden etkilendiği ve bu değişkenlerin borsa endekslerini yönlendirdiği gerçeğinin genel kabulü ile söz konusu ilişkinin düzeyi ve yönüyle ilgili farklı araştırma sonuçlarının ortaya çıkması nedeniyle fikir birliği sağlanamamış, bu ise konunun güncel kalmasına sebep olmuştur (Uzun ve Güngör, 2017:3). Özellikle son yarım yüzyıldır hızlanarak artan küreselleşme ile finansal piyasaların liberalleşmesi ve teknolojik gelişmelerinde etkisiyle, borsa endeksleri ve faizlerin ekonomik göstergelerde yaşanan değişikliklere anında tepki verdiği, hisse senedi piyasaları ile para piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılığın ise arttığı görülmektedir. Akademik literatüre bakıldığında, hisse senedi piyasaları ile sanayi üretim endeksi, enflasyon, faiz oranları, tüketim, para arzı ve emtia fiyatları gibi çeşitli ekonomik göstergeler arasındaki ilişkilerin analiz edildiği görülmektedir (Camilleri, Scicluna ve Bai 2019: 170).

Makroekonomik göstergeler ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki üzerine akademik yazında birçok çalışma yapılmış olmasına rağmen, yakın zamanda yaşanan COVID-19 pandemisi benzer ilişkilerin tekrar sorgulanmasına sebep olmuştur. Bu çalışma ile seçilmiş makroekonomik göstergelerin BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri ile ilişkisi araştırılırken, bu ilişkide COVID-19 pandemisinin etkisi kukla değişken ile test edilmiştir. Çalışmada, literatürde yer alan benzer göstergeler kullanılırken aynı zamanda ülkelerin risklilik göstergesi olarak da kabul edilen CDS (Credit Default Swaps- Kredi Temerrüt Takası) puanı/primi bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Çalışmanın eş bütünleşme sonuçlarının Özer, Kaya ve Özer (2011) ile uyumlu olduğu, faiz oranlarının endeksleri etkilediği sonucu Kuzu (2017) ile benzerlik gösterirken döviz kuru ile endeksler arasındaki ilişki, Kuzu (2017) ve Jamaludin, Ismail ve Ab Manaf (2017) aksine anlamsız çıkmıştır. TÜFE'nin endeksler üzerinde önemli etkiye sahip olduğu sonucu Jamaludin vd. (2017) sonuçları ile uyumludur. Yine Sanayi Üretim Endeksi (SÜE) ve TÜFE'nin, endeksleri pozitif, faiz oranlarının ise negatif yönde etkilediği şeklindeki bulgular, Koyuncu (2018)'in sonuçları ile uyumlu çıkmıştır. Kısacası çalışmanın amacı seçilmiş makroekonomik göstergelerinin BIST'in iki ayrı endeksi olan mali ve sinai endeksler üzerindeki etkisini iki ayrı model yardımıyla ortaya koymak ve bunun yanı sıra Covid-19 salgınının etkisini kukla değişken yardımıyla ortaya koymaktır. Literatürde BIST'in iki ayrı endeksinin karşılaştırılmasına yönelik yeterince çalışma olmadığı görülmüştür. Böylece bu çalışma aynı göstergelerin iki ayrı endeks üzerindeki etkisini ortaya koyması ile literatüre bir katkı yapması beklenmektedir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Makroekonomik göstergeler ile hisse senedi piyasaları veya borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi farklı ekonometrik yöntemlerle inceleyen araştırmalarda genellikle enflasyon, döviz kuru, para arzı, sanayi üretim endeksi, gayri safi yurtiçi hasıla, faiz oranları, altın fiyatları, petrol fiyatları, dış ticaret dengesi, işsizlik, reel efektif döviz kuru, portföy yatırımları, tüketici güven endeksi, doğrudan yabancı yatırımlar gibi göstergeler kullanılmıştır (Aggarwal (1981); Lu ve So (2001); Gençtürk (2009); Oseni ve Nwosa (2011); Sayılğan ve Süslü (2011); Albayrak, Öztürk ve Tüylüoğlu (2012); Altınbaş, Kutay ve Akkaya (2015); Poyraz ve Tepeli (2015); Kaya ve Uğurlu (2016); Kuzu (2017); Uzun ve Güngör (2017); Şenol ve

Koç (2018); Syzdykova (2018); Koyuncu (2018); Fattah ve Kocabıyık (2020). Genel olarak araştırmaların yapıldığı ülkelerin makroekonomik koşulları ile incelenen endekse bağlı olarak hisse senedi piyasalarını etkileyen makroekonomik göstergelerin farklılaştığı söylenebilir (Alper ve Kara, 2017: 3).

Literatürde, makroekonomik göstergeler ile borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi konu alan yerli ve yabancı çalışmalardan bazıları aşağıda (Tablo 1) sonuçları ile birlikte özetlenerek verilmiştir.

**Tablo 1:** Makroekonomik Değişkenler ve Borsa İlişkisine Dair Literatür Özeti

Yazarlar	Bölge ve Periyot	Değişkenler	Yöntem	Sonuçlar
Lu ve So (2001)	ABD-1972:01-1995:12	GYO Getirileri (REITs Returns), ENFLASYON	Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ve Granger Nedensellik test	1-) Enflasyon, GYO Endeks Getirilerinin nedeni değildir. 2-) Enflasyon ve GYO Endeks Getirileri arasında negatif yönlü bir ilişki bulunmuştur.
Gençtürk (2009)	Türkiye 1992-2006	XU100, ABD HBFAO, TÜFE, M2, SÜE, DKUR, ALTIN	Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi	1-) Çalışma, kriz ve kriz olmayan dönemler şeklinde yapılmıştır. 2-) Kriz döneminde TÜFE'nin XU100 üzerinde (-) ve anlamlı, M2'nin XU100 üzerinde (+) ve anlamlı etkisi var. 3-) Kriz yaşanmayan dönemde XU100 ile ALTIN, TÜFE ve M2 arasında (+) ve anlamlı, SÜE, DKUR ve HBFAO ile XU100 arasında (-) ve anlamlı ilişki var.
Özer, Kaya ve Özer (2011)	Türkiye-Ocak 1996-Aralık 2009	XU100, TÜFE, SÜE, M1, FAO, DKUR, DTDENG, ALTIN	EKK, Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik Analizi, VEC Modeli, Varyans Ayırıştırma	1-) EKK sonuçlarında XU100 ile bütün makroekonomik değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin var olduğu, 2-) Eşbütünleşme testi sonuçlarında XU100 ile TÜFE, FAO, M1, DTİCDENG ve SÜE arasında uzun dönemli bir ilişki, 3-) FAO, DTDENG ve TÜFE'den XU100'e doğru; XU100'den ise ALTIN, M1 ve SÜE'ye doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur. 4-) Hisse senedi fiyatları en çok kendi şoklarından, daha sonra sırasıyla DTİCDENG, SÜE, TÜFE, FAO, M1, ALTIN ve DKUR şoklarından etkilenmektedir.
Oseni ve Nwosa (2011)	Nijerya-1986-2010	Nijerya Hisse Senedi Piyasa Volatilitesi, ENFLASYON, FAO, GSYH	LA-VAR Granger Nedensellik Testi	1-) Nijerya Hisse Senedi Piyasa volatilitesi ile GSYH arasında çift yönlü nedensellik bulunmaktadır. 2-) Nijerya Hisse Senedi Piyasa volatilitesi ile Enflasyon ve Faiz oranları arasında nedensellik bulunamamıştır.
Albayrak, Öztürk ve Tüylüoğlu (2012)	Türkiye-2005-2012	XU100, MEVFAO, DKUR, ALTIN, DYY, PRTFY	Prais-Winston Regresyon analizi	1-) XU100 ve DKUR arasında (-) ve anlamlı ilişki var. 2-) XU100 ve ALTIN, PRTFY arasında (+) ve anlamlı bir ilişki var. 3-) XU100 ile MEVFAO ve DYY arasında (-) ve anlamsız bir ilişki var.
Poyraz ve Tepeli (2015)	Türkiye-Aralık 1995-Kasım 2011	XU100, DKURSPT, ALTIN, M2, SÜE, TÜFE, HBFAO	Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi, Korelasyon Analizi, Granger Nedensellik Testi	1-) HBFAO ve DKURSPT, XU100 Endeksini negatif yönlü etkileyen en önemli değişkenlerdir. 2-) XU100 ile HBFAO arasında çift yönlü nedensellik vardır. 3-) XU100 ile DKURSPT arasında çift yönlü nedensellik var. 4-) Kısa dönemde DKURSPT, XU100'ün Granger nedeni, uzun dönemde ise XU100 DKURSPT'nin nedenidir. 5-) TÜFE, XU100'ü etkilememektedir. 6-) 1 aylık gecikme düzeyinde TÜFE, XU100'ü etkilemektedir (nedenidir). 7-) XU100 ile ALTIN arasında nedensellik yoktur. 8-) 3,6,9,12 aylık gecikmelerde XU100, SÜE'nin nedenidir. 9-) 1 aylık gecikme düzeyinde XU100, M2'nin nedenidir.
Kaya ve Uğurlu (2016)	Türkiye-1998:Q1-2013:Q4	XU100, GSYH, Özel Kesim Nihai Tüketim Harcamaları, Özel Kesim Sabit Yatırım Harcamaları	Johansen-Juselius Eşbütünleşme Analizi, Granger Nedensellik Analizi	1-) BIST 100 getiri oranları ile diğer değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. 2-) BIST 100 getirileri ile özel kesim sabit yatırım harcamaları ve GSYH arasında çift taraflı nedensellik ilişkisi vardır. 3-) BIST 100 getirilerinden özel kesim tüketim harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.
Alper ve Kara (2017)	Türkiye-2003-2017	XUSIN, DKUR, MEVFAO, TÜFE, ALTIN, M1, PETROL, DTDENG, SÜE, RHGET	Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırması	1-) XUSIN Reel Hisse Getirilerindeki değişim %50-%60 oranında kendisinden kaynaklı, %22-%26 oranında Dolar Kuru kaynaklıdır. 2-) DKUR ile birlikte RHGET'i açıklamada ALTIN, DTD, SÜE ve MEVFAO etkilidir. 3-) TÜFE, M1 ve PETROL, RHGET'i açıklamada önemsizdir.
Kuzu (2017)	Türkiye-2005:Q1-2015:Q4	XU100, XU050, XELKT, XKMYA, XUSIN, XULAS, XUTEK, PETROL, ÜFE, SÜE, DKUR, FAO	Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırması, Asimetrik Nedensellik Testi	1-) Endeksler üzerinde petrol fiyatlarının etkisi oldukça düşüktür. 2-) Faiz oranları ve döviz kurunun endekslerin çoğunda güçlü etkisi vardır. 3-) Endekslerin tamamında 2008 krizi döneminde yapısal kırılmalar olduğu bulunmuştur. 4-) Makroekonomik değişkenlere verilen şoklar kısa dönemde tepkilere yo açmış, uzun dönemde ise tepkilerin etkisi kalıcı olmamıştır.

**Tablo 1: Makroekonomik Değişkenler ve Borsa İlişisine Dair Literatür Özeti (Devamı)**

Yazarlar	Bölge ve Periyot	Değişkenler	Yöntem	Sonuçlar
Uzun ve Güngör (2017)	50 Ülke 2004-2013	50 Ülkeye Ait Borsa Endeksleri, SÜE, TÜFE, DKUR, M2, FAO	Panel Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik Testi	1-) Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde (48 ülke) borsa endeksleri ile makroekonomik değişkenler arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur. 2-) Borsa ile döviz kuru arasında ülke gruplarının tamamı için bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. 3-) Az gelişmiş ülkelerde (2 ülke) borsa ve FAO arasında çift yönlü, borsa ile SÜE ve M2 arasında tek yönlü nedensellik bulunmuştur.
Jamaludin vd. (2017)	ASEAN- Ocak 2005- Aralık 2015	Singapore (SES), FTSE SGX Asia Shariah 100, Jakarta Composite Index (JCSP), TÜFE, M2, REK	Panel EKK Regresyon Analizi	1-) Hisse senedi getirileri TÜFE ve reel efektif döviz kurundan (REK) önemli ölçüde etkilenmektedir. 2-) M2'nin etkisi önemsizdir.
Koyuncu (2018)	Türkiye-1988-2016	XU100, SÜE, ENFLASYON, FAO, Reel Ekonomik Büyüme	Engle-Granger Eş Bütünleşme, Phillips-Ouliaris Eş Bütünleşme, FMOLS ve DOLS Regresyon Analiz Yöntemleri	1-) BIST 100 ile SÜE ve reel ekonomik büyüme arasında eş bütünleşme ilişkisi var, enflasyon ve faiz oranları için eşbütünleşme ilişkisi yoktur. 2-) FMOLS (EKK) sonuçlarına göre BIST 100 ile tüm bağımsız değişkenler arasında pozitif ancak bağımlı değişkeni açıklamada zayıf bir ilişki vardır. 3-) DOLS (EKK) sonuçlarına göre ENFLASYON ve SÜE BIST 100'ü pozitif etkilemekte, FAO ve Reel Ek. Büyüme ise BIST 100'ü negatif etkilemektedir.
Şenol ve Koç (2018)	Türkiye-2006:Q1-2016:Q4	XU100, YPRTFY, FAO, GSYH, DKUR, EUROFAİZ, S&P500, USAFAİZ	Vector Otoregresif Modeller, Johansen Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik Testi	1-) YPRTFY'den XU100, FAO ve DKUR'a doğru tepkiler tespit edilmiştir. 2-) DKUR'dan YPRTFY'e doğru tepkinin var olduğu bulunmuştur. 3-) YPRTFY'de meydana gelen değişimler DKUR, XU100 ve FAO tarafından açıklanabilmektedir.
Syzdykova (2018)	Kazakistan Borsası (KASE) 2000-2017	KASE Endeks, TÜFE, DKUR, MEVFAO, SÜE, PETROL	EKK, Johansen Eşbütünleşme Yöntemi, Granger Nedensellik Analizi	1-) Bağımsız değişkenlerdeki değişim bağımlı değişkeni %62 oranında açıklamaktadır. 2-) DKUR ve PETROL, KASE Endeksini negatif etkilemektedir. 3-) KASE Endeksi ile PETROL ve SÜE Eşbütünleşiktir. 4-) PETROL ve SÜE'den KASE'ye doğru tek yönlü Nedensellik.
Afşar ve Karpuz (2019)	Türkiye-2000-2017	XGYO, XU100, TÜFE, MEVFAO, Reel GSYH	Granger Nedensellik	1-) MEVFAO'dan XGYO'ya doğru tek yönlü Nedensellik var. 2-) XGYO'dan TÜFE ve Reel GSYH'ya doğru Nedensellik var.
Camilleri vd. (2019)	Belçika, Fransa, Almanya, Hollanda ve Portekiz-1999-2017	BEL-20, CAC40, DAX, AEX, PSI-20, TÜFE, SÜE, FAO, M3,	EKK, Granger Nedensellik Analizi	1-) Hisse senedi fiyatları tüm ülkelerde enflasyona önemli ölçüde öncülük etmektedir ve çoğu durumda aralarında pozitif yönlü ilişki vardır. 2-) Hisse senedi fiyatları 4 ülkede SÜE'ne pozitif yönlü etki etmektedir. 3-) Faiz oranları ile hisse senedi endeksleri arasında anlamlı ilişki yoktur.
Fattah ve Kocabıyık (2020)	ABD, Türkiye 2010-2019	XU100, S&P500, TÜFE, SÜE, MEVFAO, HBFAO, M1, EXIM, DKUR, ALTIN, PETROL	Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi, Etki-Tepki Analizi	1-) M1 ve DKUR ile BIST 100 arasında çift yönlü Nedensellik. 2-) TÜFE'den BIST100'e tek yönlü Nedensellik. 3-) BIST100'den EXIM ve MEVFAO'ya tek yönlü Nedensellik var. 4-) XU100 ile SÜE, ALTIN ve PETROL arasında Nedensellik ilişkisi yok. 5-) ABD için sadece M1'den S&P500'e doğru tek yönlü Nedensellik var (%5 güven aralığı). %10 güven aralığında S&P500'den TÜFE, SÜE ve ABD HBFAO'na doğru tek yönlü Nedensellik var.
Kütükçüler, Esen, Yıldırım ve Temizel (2020)	Türkiye-2015:Q1-2019:Q4	XUHIZ, TÜFE, TÜGE, DKUR, İŞSİZLİK	Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırması, Granger Nedensellik	1-) XUHIZ'den TÜFE'ye, İŞSİZLİK'ten XUHIZ'a doğru tek yönlü nedensellik var. 2-) XUHIZ ile TÜGE ve DKUR arasında nedensellik yoktur. 3-) Etki-Tepki analizi sonuçlarında değişkenlere gelen şoklarda dengeye gelme durumu ve istatistiksel olarak anlamsızlık bulunmuştur. Tepki gösterilen tek değişken DKUR olmuştur. 4-) Varyans ayırıştırmasında DKUR en etkili, TÜGE ise ikinci en etkili değişken olarak bulunmuştur.
Oksak ve Sarıtaş (2020)	Türkiye-2010:Q1-2020:Q1	XU100, TÜFE, İHRACAT, İTHALAT, SÜE	ARDL Sınır Testi	1-) Uzun dönemde TÜFE, İHRACAT ve SÜE BIST 100'ü pozitif yönde etkilemektedir. 2-) İTHALAT, XU100'ü uzun dönemde negatif yönlü etkilemektedir.
Keswani ve Wadhwa (2021)	Hindistan-Nisan 2006-Mart 2016	Nifty 50 (NSE), GSYH, TÜFE, Harcanabilir Gelir, Yabancı Kurumsal Yatırımcı, Genç İşsizlik Oranı	Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ve Granger Nedensellik test	1-) Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi vardır. 2-) Kısa vadede makroekonomik değişkenler Hindistan hisse senedi piyasasındaki değişimi açıklamaktadır. 3-) Enflasyon ve genç işsizliğin hisse senedi fiyatları üzerinde negatif etkisi vardır.

**Tablo 1'de Kullanılan Kısaltmalar:** GYO (Gayri Menkul Yatırım), XU100 (BIST 100 Endeksi), HBFAO (Hazine Bononlu Faiz Oranı), TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi), M1, M2, M3 (Para Arzı), SÜE (Sanayi Üretim Endeksi), DKUR (Döviz Kuru), FAO (Faiz Oranı), DTDENG (Dış Ticaret Dengesi), GSYH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla), MEVFAO (Mevduat Faiz Oranı), DYY (Doğrudan Yabancı Yatırımlar), DKURSPT (Döviz Kuru Sepeti), XUSIN (BIST Sınai Endeksi), RHGET (Reel Hisse Getirisi), XU050 (BIST 50), XELKT (BIST Elektrik), XKMYA (BIST Kimya), XULAŞ (BIST Ulaştırma), XUTEKS (BIST Tekstil), XUHIZ (BIST Hizmetler), ÜFE (Üretici Fiyat Endeksi), REK (Reel Efektif Döviz Kuru), YPRTFY (Yabancı Portföy Yatırımları), EUROFAİZ (Euro Bölgesi Faizi), USAFAİZ (ABD Faizi), TÜGE (Tüketici Güven Endeksi), EXIM (İhracatın İthalatı Karşılıma Oranı)

### 3. AMPİRİK ANALİZ

Çalışmanın bu bölümünde ampirik uygulama sonuçları sunulmuştur. Ampirik uygulamada BIST değişkenleri olarak BIST Sınai ve BIST Mali endeksleri baz alınarak, iki farklı model kurulmuştur. Türkiye için yapılan çalışmalarda genellikle BIST 100 Endeksi kullanılırken, bu çalışmada 185 işletmeden oluşan BIST Sınai ve 118 işletmeden oluşan BIST Mali endeksleri bağımlı değişkenler olarak tercih edilmiştir. İlk olarak modelde kullanılan değişkenlere birim kök sınaması yapılmış ve sonuçlar raporlanmıştır. Daha sonra ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto Granger nedensellik yöntemleriyle değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisi ile ve bu ilişkinin yönü belirlenmiştir.

#### 3.1. Veri Seti ve Model

Bu çalışmada çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır ve çalışmanın zamanı 2008:Q1-2022:Q1 dönemlerini kapsamaktadır. Gerekli değişkenlerin logaritmik ve çeyrek dönemlik dönüşümü yapılmıştır. Ayrıca bu çalışmada BIST Sınai ve BIST Mali endeksleri üzerinde COVID-19 krizinin etkisini de görmek amacıyla 2020: Q1 dönemine kukla değişken eklenmiştir.

**Tablo 2:** Değişkenlerin Tanımlanması

Değişkenler	Kısaltması	Kaynağı	Değişken Tanımı
BIST Mali	<i>lnBM</i>	TCMB	Kapanış Fiyatlarına Göre (31-12-1990=0,33)-Düzye, BIST Endeksi ve Günlük İşlem Hacmi
BIST Sınai	<i>lnBS</i>	TCMB	Kapanış Fiyatlarına Göre (31-12-1990=0,33)-Düzye, BIST Endeksi ve Günlük İşlem Hacmi
Tüketici Fiyatları Endeksi	<i>lnTUF</i>	TCMB	Yurt İçi Tüketici Fiyatları(2003=100)
5 Yıllık Devlet Tahvili Getirisi	<i>ln5Y</i>	investing.com	Hazine ve Maliye Bakanlığı'nın hazırladığı ve Merkez Bankasının satışı sunduğu 5 yıllık tahvillerdir.
Döviz Kurları	<i>lnDK</i>	TCMB	Reel Efektif Döviz Kuru-TÜFE Bazlı (2003=100)
Kredi Hacmi	<i>lnKH</i>	TCMB	Toplam Kredi Hacmi (Bin TL), Düzye, Haftalık, Krediler - Bankacılık Sektörü (Bin TL)
Sanayi Üretim Endeksi	<i>lnSU</i>	TCMB	Toplam Sanayi Üretim Endeksi, Düzye, (2015=100)
Faiz Oranı	<i>F</i>	TCMB	Toplam (TL Üzerinden Açılan Mevduatlar)(Akım %)-Düzye Bankalarca Açılan Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları (Akım %)
CDS Risk Primi	<i>lnCDS</i>	investing.com	5 Yıllık Türkiye CDS Risk Primi Endeksi
Gayrisafi Yurtiçi Hasıla	<i>lnGSYH</i>	TCMB	Gayrisafi yurtiçi hasıla (Bin TL)-Düzye, Harcama Yöntemiyle-Cari Fiyatlarla (TÜİK) (Bin TL)
Kukla Değişken	<i>K</i>		2020:Q1 Dönemi

Tablo 2'de yer alan değişkenlerin seçilmesinin birçok nedeni vardır. Öncelikle enflasyon, faiz, GSYH, döviz kurları, kredi hacmi, sanayi üretim endeksi ve CDS primleri makroekonomik göstergeler olup, BIST endekslerini belirleyen temel göstergeler arasında yer alır. Ayrıca literatürde BIST Sınai ve BIST Mali endekslerle yukarıda bahsedilen makroekonomik değişkenler arasında yapılmış yeterince çalışma yoktur. Bunun yanı sıra COVID-19 krizinin etkisini de görmek amacıyla eklenen kukla değişken ve oluşturulan iki ayrı model neticesinde çıkan sonuçlar, bu çalışmanın diğer çalışmalardan farkını ve literatüre beklenen katkısını ifade etmektedir.

Bu çalışmada BIST Mali endeksi için kredi hacminin kullanılması, BIST Sınai için ise bu değişkenin kullanılmaması iki modelin tek farkıdır. Diğer bağımsız değişkenler ise aynıdır. Bu doğrultuda BIST Sınai (BS) ve BIST Mali (BM) endeksleri için oluşturulan modeller şu şekildedir:

$$\ln BM_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TUF_{it} + \beta_2 5Y_{it} + \beta_3 \ln DK_{it} + \beta_4 \ln KH_{it} + \beta_5 \ln SU_{it} + \beta_6 F_{it} + \beta_7 \ln CDS_{it} + \beta_8 \ln GSYH_{it} + \beta_9 K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln BS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TUF_{it} + \beta_2 5Y_{it} + \beta_3 \ln DK_{it} + \beta_4 \ln SU_{it} + \beta_5 F_{it} + \beta_6 \ln CDS_{it} + \beta_7 \ln GSYH_{it} + \beta_8 K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Burada yer alan  $\beta_0$  sabit terimi temsil ederken,  $\beta_{1-2-3-4-5-6-7-8-9}$  bağımsız değişkenlerin kat sayılarını,  $\varepsilon$  ise hata terimini temsil etmektedir.

### 3.2. Yöntem

Bu çalışmada yöntem olarak ARDL eş bütünleşme ve Toda Yamamoto Granger nedensellik testleri tercih edilmiştir<sup>1</sup>. Bu testlerin tercih edilme nedeni ise yeni nesil yöntem olmaları ve değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olmalarıdır. Çünkü ARDL eş bütünleşme ve Toda Yamamoto Granger nedensellik testleri, geleneksel yöntemlerden farklı olarak, serilerin durağanlık seviyesine duyarlı değildir. Yani değişkenler farklı seviyelerde durağan olsalar bile, bu yöntemlerde seriler ham haliyle kullanılmakta ve böylece değişkenler daha fazla boyutta incelenir. Bu özelliklerinden dolayı bu yöntemlerin literatürde oldukça fazla tercih edildiği görülmektedir.

İlk olarak ADF (Dickey ve Fuller, 1979) ve PP (Phillips ve Perron, 1988) birim kök yöntemleriyle serilere durağanlık sınaması yapılmıştır. Birim kök sınamasının ardından sırasıyla ARDL sınır testi ve Toda Yamamoto Granger nedensellik testleriyle değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisiyle nedenselliğin yönü test edilmiştir.

BIST Mali'nin bağımlı değişken olduğu ARDL modeli şu şekildedir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln BM_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln BM_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} \beta_{3i} \Delta 5Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta DK_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{\theta} \beta_{5i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_{6i} \Delta SU_{t-i} + \sum_{i=0}^{\Theta} \beta_{7i} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=0}^{\lambda} \beta_{8i} \Delta CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^{\Phi} \beta_{9i} \Delta GSYH_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{10i} \Delta K_{t-i} + \gamma_1 \ln BM_{t-1} + \gamma_2 \ln TUF E_{t-1} + \gamma_3 5Y_{t-1} + \gamma_4 \ln DK_{t-1} + \gamma_5 \ln KH_{t-1} \\ & + \gamma_6 SU_{t-1} + \gamma_7 F_{t-1} + \gamma_8 \ln CDS_{t-1} + \gamma_9 GSYH_{t-1} + \gamma_{10} K_{t-1} + \gamma_{11} ECM_{t-1} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

BIST Sınai'nin bağımlı değişken olduğu ARDL modeli ise şu şekildedir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln BS_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln BS_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} \beta_{3i} \Delta 5Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta DK_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{\theta} \beta_{5i} \Delta SU_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_{6i} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=0}^{\lambda} \beta_{7i} \Delta CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^{\Phi} \beta_{8i} \Delta GSYH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{9i} \Delta K_{t-i} \\ & + \gamma_1 \ln BS_{t-1} + \gamma_2 \ln TUF E_{t-1} + \gamma_3 5Y_{t-1} + \gamma_4 \ln DK_{t-1} + \gamma_5 SU_{t-1} + \gamma_6 F_{t-1} + \gamma_7 \ln CDS_{t-1} \\ & + \gamma_8 GSYH_{t-1} + \gamma_9 K_{t-1} + \gamma_{10} ECM_{t-1} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

Denklem 3 ve 4'te yer alan  $m, q, \alpha, p, \theta, \rho, \Theta, \lambda, \Phi, n$  gecikme uzunluklarını,  $\Delta$  ise fark operatörünün temsil etmektedir. ECM ise hata düzeltme terimini temsil etmektedir. Böylece uzun ve kısa dönem ilişkisini içeren ARDL modelleri oluşturulmuş oldu.

ARDL modelinin uygulanmasının ön aşamalarından ilki değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının tespit edilmesidir. F testi ile değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinin ardından uzun ve kısa dönem analizine geçilir.

Eşbütünleşme hipotezi şu şekilde kurulur:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = \gamma_7 = \gamma_8 = \gamma_9 = \gamma_{10} = 0 \text{ (Eşbütünleşme ilişkisi yoktur)}$$

$$H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq \gamma_5 \neq \gamma_6 \neq \gamma_7 \neq \gamma_8 \neq \gamma_9 \neq \gamma_{10} \neq 0 \text{ (Eşbütünleşme ilişkisi vardır)}$$

F testiyle kurulan hipoteze göre, eğer F hesaplanan değer, Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in çalışmalarındaki tabloda yer alan sınır değerlerinden büyükse, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilir. Böylece uzun dönem ilişkisine geçilir. Uzun dönemde değişkenler arasındaki ilişkinin boyutu tespit edildikten sonra, modelin güvenilirliğini artıran birtakım testlerin yapılması önemlidir. Bu testler arasında değişen varyans sorunu, otokorelasyon sorunu, model kurma hatası sorunu ve yapısal kırılma (Cusum, Cusum-kare) yöntemleri öne çıkmaktadır. Bu testlerin ardından

<sup>1</sup>Narayan ve Narayan (2004), Shahbaz, Wahid ve Haider (2010), ARDL yönteminin üstünlüğünden bahsetmişlerdir. Akçay, (2011:229), Shirazi ve Manap, (2005:478) ise Toda-Yamamoto Granger nedensellik yönteminin üstünlüklerinden bahsetmişlerdir.

ARDL modelinin son aşaması olan kısa dönem analizi ile hata düzeltme teriminin (ECM) çalışıp çalışmadığı tespit edilerek ARDL analizi tamamlanır. Eğer ECM istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretliyse, kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığı kabul edilir.

ARDL analizinin ardından Toda Yamamoto Granger nedensellik testine geçilmiştir. Bu yöntem 1995 yılında Toda ve Yamamoto tarafından geliştirilmiştir. Aslında Granger nedensellik testine dayanan bu yöntemin farkı, değişkenlerin düzey haliyle durağan yapılmasına imkân vermesidir. Toda Yamamoto (1995) testi VAR analizi ile yapılır. Bu testte VAR üzerinde mevcut olan kısıtlamaların tahmin edilmesi için düzeltilmiş Wald (MWald) testinden yararlanır. Burada ilk olarak VAR için bir gecikme uzunluğu (k) belirlenir. Ardından serilerin en yüksek eşbütünlük derecesini veren durağanlık seviyesi (dmaks) belirlenir. Böylece k uzunluğuna, d (maks) durağanlık seviyesi eklenerek MWald testi için gecikme uzunluğu belirlenmiş olur. MWald testinin ilk aşamasında VAR (k+dmaks) tahmin edilir. İkinci aşamada ise dmaks yok sayılarak VAR(k) katsayısına Wald sınaması yapılır (Toda ve Yamamoto, 1995:225; Shirazi ve Manap, 2005:478). Bunun yanısıra Görünüşte İlişkisiz Regresyon (SUR) modellerinin MWald testinde kullanıldığında Granger nedensellik sonuçlarının daha da güçlendiğini Rambaldi ve Doran (1996:8) belirtmişlerdir. Bu nedenle bu çalışmada Toda Yamamoto Granger nedensellik testi için SUR yönteminden faydalanılmıştır.

BIST Mali değişkeninin bağımlı değişken olduğu nedensellik modeli şu şekildedir:

$$\begin{aligned} \ln BM_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{1i} \Delta \ln BM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{2j} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{3j} \Delta \ln 5Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{4j} \Delta \ln DK_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{5j} \Delta \ln KH_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{6j} \Delta \ln SU_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{7j} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{8j} \Delta \ln CDS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \alpha_{9j} \Delta GSYH_{t-i} + \mu_t \end{aligned} \quad (5)$$

BIST Sınai değişkeninin bağımlı değişken olduğu nedensellik modeli şu şekildedir:

$$\begin{aligned} \ln BS_t = & \pi_0 + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{1i} \Delta \ln BM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{2j} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{3j} \Delta \ln 5Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{4j} \Delta \ln DK_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{5j} \Delta \ln SU_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{6j} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{7j} \Delta \ln CDS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmaks} \pi_{8j} \Delta GSYH_{t-i} + \nu_t \end{aligned} \quad (6)$$

Denklem 5 ve 6'da yer alan k, maksimum gecikme uzunluğunu, dmaks ise maksimum eşbütünlük sırasını temsil etmektedir.  $\mu_t$  ve  $\nu_t$  denklemlerin hata terimidir. Bu yöntemde en düşük gecikme uzunluğundan k+dmaks gecikmeye kadar değişkenlerin birbiriyle ilişkisi ele alınır. Gecikme uzunluğunun sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek, nedenselliğin yönünü belirten hipotez için karar verilir.

Buradan yola çıkarak BIST Mali (BM) değişkeni için kurulan Toda Yamamoto Granger nedensellik modelinde hipotez şu şekildedir.

$H_0 = \alpha_{2j} = \alpha_{3j} = \alpha_{4j} = \alpha_{5j} = \alpha_{6j} = \alpha_{7j} = \alpha_{8j} = \alpha_{9j} = 0$  ( $j \leq k$ ) (Bağımsız değişkenler BIST Mali (BM)'nin Granger nedeni değildir)

$H_1 = \alpha_{2j} \neq \alpha_{3j} \neq \alpha_{4j} \neq \alpha_{5j} \neq \alpha_{6j} \neq \alpha_{7j} \neq \alpha_{8j} \neq \alpha_{9j} \neq 0$  ( $j \leq k$ ) ((Bağımsız değişkenler BIST Mali (BM)'nin Granger nedenidir)

BIST Sınai (BS) değişkeni için kurulan Toda Yamamoto Granger nedensellik modelinde hipotez şu şekildedir.

$H_0 = \pi_{2j} = \pi_{3j} = \pi_{4j} = \pi_{5j} = \pi_{6j} = \pi_{7j} = \pi_{8j} = \pi_{9j} = 0$  ( $j \leq k$ ) (Bağımsız değişkenler BIST Mali (BM)'nin Granger nedeni değildir)

$H_1 = \pi_{2j} \neq \pi_{3j} \neq \pi_{4j} \neq \pi_{5j} \neq \pi_{6j} \neq \pi_{7j} \neq \pi_{8j} \neq \pi_{9j} \neq 0$  ( $j \leq k$ ) ((Bağımsız değişkenler BIST Mali (BM)'nin Granger nedenidir)

Granger nedensellik testinde bağımlı ve bağımsız değişken ayrımı olmadığı için, değişkenler arasında nedenselliğin yönü iki taraflı olarak da test edilebilmektedir. Bu nedenle BIST Mali (BM) veya BIST Sınai (BS) değişkeninden bağımsız değişkenlere doğru bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığını test eden hipotez sınaması aynıdır. Bu ilişkiyi test eden modeller, Denklem 5 ve Denklem 6'daki gibi her bir bağımsız değişken için ayrı ayrı kurulabilir.

### 3.3. Ampirik Bulgular

#### 3.3.1. Birim Kök Sonuçları

Bu çalışmada değişkenlerin hangi seviyede durağan olduğunu tespit etmek amacıyla ADF ve PP birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Birim kök testleri için hipotez sınaması şu şekildedir:

$H_0$ : Birim kök vardır, seri durağan değildir.

$H_1$ : Birim kök yoktur, seri durağandır.

**Tablo 3:** ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF	PP	Kritik Değer (%1)	ADF Olasılık	PP Olasılık
lnBM	-1.76(0)	-1.50(5)	-3.55	0.39	0.52
dlnBM	-8.21(0)*	-8.92(8)*	-3.55	0.00	0.00
lnBS	0.67(0)	0.95(6)	-3.55	0.99	0.99
dlnBS	-6.65(0)*	-6.62(7)*	-3.55	0.00	0.00
lnTUFE	-2.48(1)	-4.44(0)	-3.55	1.00	1.00
dlnTUFE	2.48(1)**	1.73(3)***	-3.55	0.95	0.98
5Y	2.09(3)	-1.27(4)	-3.55	0.82	0.98
d5Y	-4.63(2)*	-2.64(5)*	-3.56	0.00	0.00
lnDK	0.65(1)	0.73(5)	-3.55	0.98	0.99
dlnDK	-9.57(0)*	-10.74(4)*	-3.55	0.00	0.00
lnKH	0.06(0)	0.04(2)	-3.55	0.99	0.95
dlnKH	-5.73(0)*	-5.72(1)*	-3.55	0.00	0.00
lnSU	-0.31(3)	-1.32(24)	-3.56	0.91	0.61
dlnSU	-9.22(2)*	-25.06(32)*	-3.56	0.00	0.00
lnM2	3.12(0)	3.21(3)	-3.55	1.00	1.00
dlnM2	-6.14(0)*	-6.18(2)*	-3.55	0.00	0.00
F	-3.29(1)	-2.14(5)	-3.55	0.02	0.22
dF	-4.84(3)*	-2.88(1)*	-3.55	0.00	0.04
lnCDS	-1.45(0)	-1.55(4)	-3.55	0.54	0.49
dlnCDS	-5.94(0)*	-5.99(9)*	-3.55	0.00	0.00
lnGSYH	0.26(6)	-2.39(0)	-3.55	0.97	0.14
dlnGSYH	-3.73(10)**	14.91(13)*	-3.55	0.00	1.00

Not: Tablo 2'de yer alan ( ) içerisindeki değerler, ADF testi için optimum gecikme uzunluğunu, PP testi için bant aralığını göstermektedir. Schwarz Bilgi Kriteri doğrultusunda maksimum gecikme uzunluğu 10 olarak belirlenmiştir. Bant genişliği için Newey-West Bandwidth, yöntem olarak ise Bartlett Kernel uygulanmıştır. \*Kritik değer olarak %5 anlamlılık düzeyi dikkate alınmıştır. Aynı zamanda trendsiz sabitli birim kök modeli dikkate alınmıştır. \*\*, \* ve \*\*\* ise sırasıyla %1, %5 ve %10 düzey değerlerine göre anlamlılığı gösterir.

Tablo 3'te yer alan ADF ve PP birim kök sonuçlarına göre değişkenler farklı düzeyde durağandır. TÜFE ve GSYH değişkenleri birinci farkta her ne kadar olasılık değerleri anlamlı olmasa da t istatistik değerlerine göre %5 veya %10'da durağan çıkmıştır. Kısacası değişkenlere ait maksimum bütünleşme derecesi I (1)'dir, diğer bir ifadeyle maksimum durağanlık seviyesi I(1)'dir. Bu nedenle farklı düzeyde durağan çıkan serilerle ARDL sınır testi ve Toda Yamamoto nedensellik testinin uygulanmasına karar verilmiştir. Birim kök testlerinin bir amacı da ARDL için kısıt olarak kabul edilen durağanlık seviyesinin en fazla I(1) olduğunu fakat I(2) olmadığını göstermektir.

#### 3.3.2. Sınır Testi (ARDL) Sonuçları

Sınır testi sonuçları iki model için ayrı ayrı incelenmiştir. Bu nedenle ilk olarak BIST Mali (BM) değişkenini bağımlı değişken olduğu model için sınır testi, uzun ve kısa dönem sonuçları raporlanmıştır. Ardından ikinci model olan BIST Sınai değişkeninin bağımlı değişken olduğu model için sınır testi, uzun ve kısa dönem sonuçları raporlanmıştır.



### 3.3.2.1. BIST Mali (BM) Değişkeniyle Kurulan Model İçin Sınır Testi Sonuçları

Birinci model (BM) için F testi, ön testler ve uzun ve kısa dönem ilişkisi sonuçları aşağıdaki gibidir.

**Tablo 4:** F-Testi ve Tamsal İstatistik Sonuçları

Tahmin edilen model	BM (BIST Mali)
F-istatistiği (Wald)	15.45
Optimum Gecikme Uzunlukları	[3,2,3,3,3,1,2,2,3,3]
Anlamlılık Düzeyi ↓	<b>Kritik Değerler</b>
	<b>Alt Üst</b>
%1	1.8 2.8
%5	2.04 2.08
%10	2.5 3.68
<b>Tamsal Testler</b>	<b>İstatistikler</b>
R <sup>2</sup>	0.99
Düzeltilmiş- R <sup>2</sup>	0.98
F-istatistiği	110
F-Olasılık	0.000
Durbin-Watson	1.97
Ramsey Reset (F istatistiği)	0.19(0.66)
Breusch-Godfrey LM (F istatistiği)	0.01(0.98)
Breusch-Pagan-Godfrey (F istatistiği)	0.68(0.83)
Jarque-Bera	1.72(0.42)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Kritik değer sınırları Peseran vd. (2001) Tablo C1(iii)'den alınmıştır.

Tablo 4'te verilen sonuçlara göre F (Wald) testi 15.45 olarak tespit edilmiştir. Bu değer kritik değerlerden büyük olduğu için BM değişkeniyle kurulan modelde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Yani BIST Mali değişkeni ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli güçlü bir eşbütünlük ilişkisi vardır. Aynı zamanda bu modelle tahmin edilen uzun dönem ilişkisinde değişen varyans, otokorelasyon, model kurma hatası yoktur, aynı zamanda normal dağılıma sahiptir. Bu sonuçlar bu modelin uzun dönem ilişkisinin tutarlılığını artırmaktadır<sup>2</sup>.

**Tablo 5:** Uzun Dönem Katsayıları (BM)

Değişken	Kat Sayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
lnTÜFE	1.74*	0.18	9.30	0.00
Ln5Y	-0.37*	0.04	-8.75	0.00
lnDK	0.002	0.07	0.09	0.92
lnKH	-0.45*	0.08	-5.12	0.00
lnSU	0.53*	0.16	3.20	0.00
F	-0.001**	0.00	-1.37	0.01
lnCDS	-0.32*	0.03	-9.65	0.00
lnGSYH	-0.06	0.11	-0.53	0.59
K	-0.17*	0.03	-4.38	0.00
C	8.14*	1.59	5.09	0.00
ECM(-1)	-1.9*			0.00

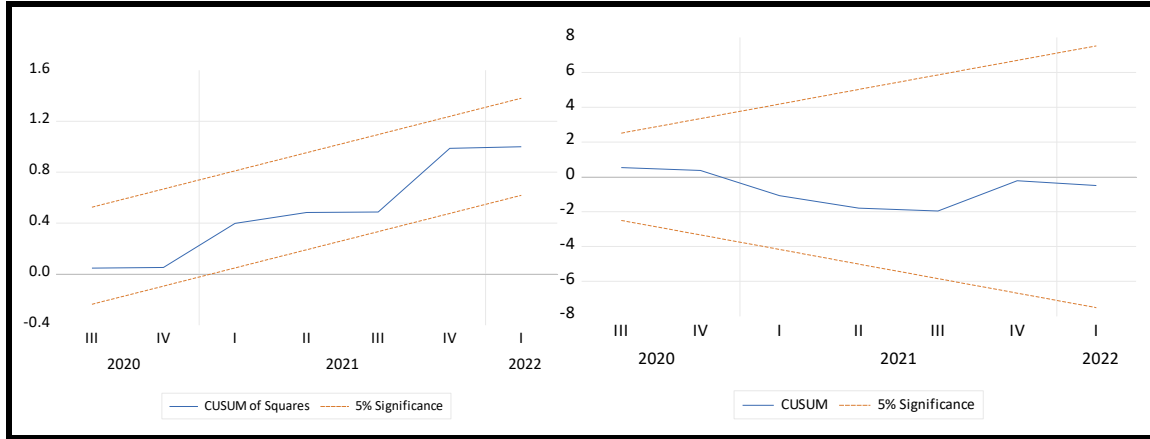
Not: \* ve \*\* sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyine göre anlamlılığı temsil eder.

Tablo 5'te bu çalışmanın tahmin edilen birinci modeli için uzun dönem katsayıları verilmiştir. Buna göre reel efektif döviz kuru endeksi ve GSYH değişkenleri hariç diğer bütün değişkenler anlamlıdır. Bu sonuçlara göre TÜFE ve sanayi üretim endeksi BIST Mali endeksini pozitif yönde etkilemektedir. TÜFE endeksi aynı zamanda BIST Mali endeksi üzerinde en büyük etkiye sahip değişkendir. Bunun yanı sıra 5 yıllık devlet tahvili, kredi hacmi, faiz ve CDS primleri Türkiye'de BIST Mali endeksi üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Burada TÜFE'nin pozitif, faizin ise negatif ilişkili çıkmasının özellikle son 10 yılda enflasyon hedeflemesi programının büyük ölçüde terk edilmiş olması, enflasyonla mücadelede faizin etkisini yitirmiş olması büyük etkidir. Çünkü enflasyon-kur-faiz üçgeninde faiz indirimlerinin yeni kur şoklarını hızlandırması, böylece enflasyondan kaçan yatırımcıların borsaya yönelmesi etkilidir. Bu durumda artan enflasyon borsaya yatırımı pozitif yönde etkilerken, enflasyonu tetikleyen faiz politikaları da borsa yatırımlarını artırmaktadır. Ayrıca kulla değişkeninin katsayısının anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir. Bu durum COVID-19 krizinin Türkiye'de BIST Mali endeksi negatif yönde etkilediğini göstermektedir.

Birinci model için ARDL sınır testinin son aşaması olan kısa dönem analizinde ECM (-1.9), olasılık değeri ise 0.00 olarak tahmin edilmiştir. ECM'nin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını, aynı zamanda istikrarlı bir ilişkinin varlığını

<sup>2</sup> AIC, BIC ve HQ bilgi kriterleri doğrultusunda ARDL modeli için en uygun gecikme uzunluğu 3,2,3,3,3,1,2,2,3,3 olarak tespit edilmiştir. Aynı zamanda kısıtlı ve sabitsiz durum dikkate alınmıştır.

göstermektedir. Teorik olarak ECM katsayısı -1 ile 0 arasında beklense de Narayan ve Smyth'e (2006:339) göre -1 ile -2 arasında yer alan ECM katsayısı dengeyi giderek dalgalanma biçiminde sağlandığını göstermektedir. Böylece BIST Mali değişkeni, önemli ölçüde analize dâhil edilen bağımsız değişkenler tarafından etkilenmektedir.



Şekil 1: Cusum Kare ve Cusum Testi Sonuçları

Şekil 1'de birinci model için Cusum Kare ve Cusum test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre eklenen kukla değişkenle beraber model uzun dönemde istikrarlıdır ve yapısal kırılma yoktur.

### 3.3.2.2. BIST Sınai (BS) Değişkeniyle Kurulan Model İçin Sınır Testi Sonuçları

İkinci model (BS) için F testi, ön testler ve uzun ve kısa dönem ilişkisi sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 6: F-Testi ve Tanısal İstatistik Sonuçları

Tahmin edilen model	BS (BIST Sınai)	
F-istatistiği (Wald)	5.75	
Optimum Gecikme Uzunlukları	[4,1,2,1,4,4,4,3,4]	
Anlamlılık Düzeyi ↓	<b>Kritik Değerler</b>	
% 1	Alt	Üst
% 5	2.62	3.77
% 10	2.11	3.15
	1.85	2.85
<b>Tanısal Testler</b>	<b>İstatistikler</b>	
R <sup>2</sup>	0.99	
Düzeltilmiş- R <sup>2</sup>	0.99	
F-istatistiği	544	
F-Olasılık	0.000	
Durbin-Watson	2.86	
Ramsey Reset (F istatistiği)	1.88(0.18)	
Breusch-Godfrey LM (F istatistiği)	3.16(0.052)	
Breusch-Pagan-Godfrey (F istatistiği)	0.54(0.93)	
Jarque-Bera	1.26(0.53)	

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Kritik değer sınırları Peseran vd. (2001) Tablo C1(iii)'den alınmıştır.

Tablo 6'da verilen sonuçlara göre F (Wald) testi 5.75 olarak tespit edilmiştir. Bu değer, kritik değerlerden büyük olduğu için BS değişkeniyle kurulan modelde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Yani BIST Sınai değişkeni ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli güçlü bir eşbütünlük ilişkisi vardır. Aynı zamanda bu modelle tahmin edilen uzun dönem ilişkisinde değişen varyans, otokorelasyon, model kurma hatası yoktur, aynı zamanda normal dağılıma sahiptir. Bu sonuçlar bu modelin uzun dönem ilişkisinin tutarlılığını artırmaktadır<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> AIC, BIC ve HQ bilgi kriterleri doğrultusunda ARDL modeli için en uygun gecikme uzunluğu olarak 4,1,2,1,4,4,4,3,4 tespit edilmiştir. Aynı zamanda kısıtlı ve sabitsiz durum dikkate alınmıştır.

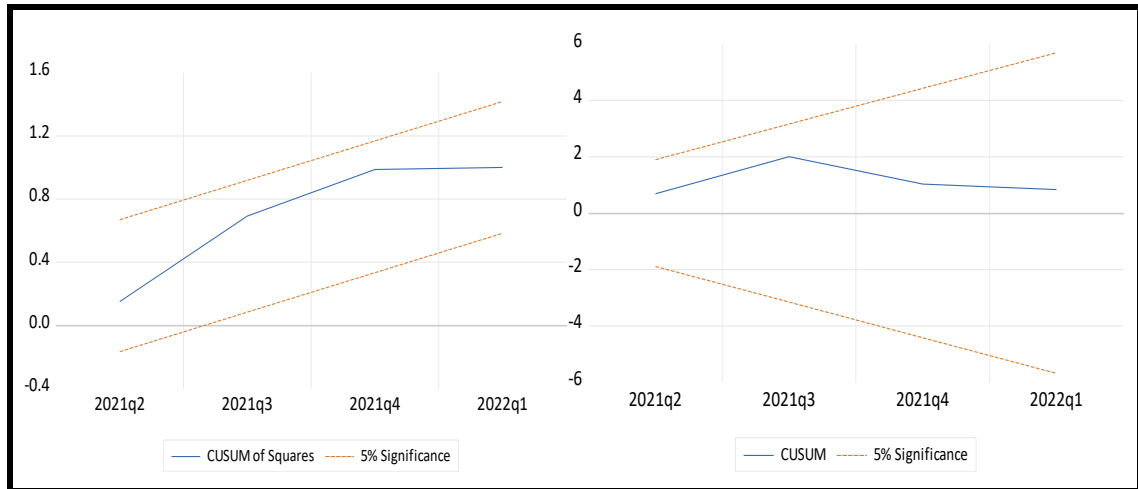
**Tablo 7:** Uzun Dönem Katsayıları (BS)

Değişken	Kat Sayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
lnTÜFE	3.62*	0.59	6.15	0.00
Ln5Y	-0.06	0.06	-0.98	0.33
lnDK	0.26	0.16	1.55	0.13
lnKH	3.31*	0.50	6.61	0.00
lnSU	0.03*	0.00	4.19	0.00
F	-0.45*	0.05	-7.63	0.00
lnCDS	-2.77*	0.55	-4.99	0.00
lnGSYH	0.56*	0.08	6.57	0.00
K	28.12*	5.75	4.88	0.00
C	-1.4*			0.00
ECM(-1)				0.00

Not: \* %1 önem düzeyine göre anlamlılığı temsil eder.

Tablo 7’de bu çalışmanın tahmin edilen ikinci modeli için uzun dönem katsayıları verilmiştir. Buna göre 5 yıllık tahvil faizi ve reel efektif döviz kuru endeksi değişkenleri hariç diğer bütün değişkenler anlamlıdır. Bu sonuçlara göre TÜFE, GSYH, sanayi üretim endeksi ve faiz oranları BIST Sınai endeksini pozitif yönde etkilemektedir. TÜFE endeksi aynı zamanda BIST Sınai endeksi üzerinde en büyük etkiye sahip değişkendir. Burada ekonomik büyümenin BIST Sınai üzerinde pozitif bir etkiye sahip olması, sanayi üretimiyle ekonomik büyüme arasında beklenen pozitif ilişkiyle ilgilidir. Çünkü sanayi üretiminin büyümesi aynı zamanda ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkiler. Çünkü sanayi sektörü GSYH’nin en önemli kollarından biridir ve teorik olarak sanayi üretimi GSYH’nin Proxy değişkeni olarak da kullanılabilir. Bu durumda sanayi üretiminin büyümesi borsada işlem gören sanayi şirketlerinin de büyümesini desteklediği için Sınai şirketlerine talep artmaktadır. Bu durumda ekonomik büyüme ve sanayi üretim endeksinin büyümesi BIST Sınai ’de işlem gören şirketlerin bilançolarının güçlenmesine ve böylece BIST Sınai endeksinin büyümesini pozitif olarak etkilediği görülmektedir. Ayrıca CDS primleri bu modelde BIST Sınai üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. CDS primlerinin hem BIST Mali hem de BIST Sınai değişkenleri üzerinde negatif bir etkiye sahip olması, dış yatırımların BIST üzerindeki etkisine dikkat çekmektedir. Ayrıca bu modelde 2020 yılına eklenen kukla değişkeni pozitif çıkmıştır ve COVID-19 sonrası BIST Sınai endeksinde pozitif yönlü gelişmeler yaşanmıştır. İki model için tahmin edilen uzun dönem sonuçlarına göre reel efektif döviz kurlarının anlamsız çıkması kur oynaklıklarının çok fazla olmasından kaynaklanabilir. Özellikle 2014 sonrasında döviz kurlarından yaşanan ani şoklar ve oynaklıklar döviz kurlarının anlamsız çıkmasında etkili olmuş olabilir.

İkinci model için ARDL sınır testinin son aşaması olan kısa dönem analizinde ECM (-1.4), olasılık değeri ise 0.00 olarak tahmin edilmiştir. ECM’nin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını, aynı zamanda istikrarlı bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Teorik olarak ECM katsayısı -1 ile 0 arasında beklense de Narayan ve Smyth’e (2006:339) göre, -1 ile -2 arasında yer alan ECM katsayısı dengenin giderek dalgalanma biçiminde sağlandığını göstermektedir. Böylece hem BIST Mali hem de BIST Sınai değişkenleri, önemli ölçüde analize dâhil edilen bağımsız değişkenler tarafından belirlenmektedir.

**Şekil 2:** Cusum Kare ve Cusum Testi Sonuçları

Şekil 2’de ikinci model için Cusum Kare ve Cusum test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre eklenen kukla değişkenle beraber model uzun dönemde istikrarlıdır ve bu modelde yapısal kırılma yoktur.

### 3.3.2.3. Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Geleneksel Granger (1969) nedensellik testinde seriler durağan durumda kullanılırken, Toda Yamamoto (1995) nedensellik yönteminde seriler düzey değerde kullanıldığı için, bu çalışmada Toda Yamamoto nedensellik testi tercih edilmiştir. Bu amaçla ilk olarak VAR analizi için uygun gecikme uzunluğu tahmin edilmiştir. İki model için de gecikme uzunlukları ve Toda Yamamoto Granger nedensellik sonuçları aşağıda raporlanmıştır.

**Tablo 8:** Gecikme Uzunlukları

Gecikme	LogL	LR	FPE	Bağımlı Değişken: BM		
				AIC	SC	HQ
0	-35.05935	NA	4.26e-11	1.662617	1.997195	1.791279
1	411.1542	724.0446	4.60e-17	-12.11903	-8.773248*	-10.83240
2	523.4561	144.0854	1.83e-17	-13.30023	-6.943249	-10.85564
3	652.1829	121.4405	6.52e-18	-15.10124	-5.733063	-11.49869
4	871.1924	132.2321*	2.41e-19*	-20.30915*	-7.929767	-15.54863*
				Bağımlı Değişken: BS		
0	18.45905	NA	3.44e-13	-0.319209	0.052544	-0.176251
1	586.0646	899.6013	7.94e-21	-17.96470	-13.87542	-16.39216
2	732.4358	176.7501	2.05e-21	-19.71456	-11.90774	-16.71243
3	899.1363	138.3929	5.73e-22	-22.23156	-10.70721	-17.79985
4	1265.938	166.0989*	7.38e-25*	-32.29955*	-17.05767*	-26.43826*

Not: “\*\*” belirlenen uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 8’de iki model için ayrı ayrı yapılmış VAR analizinde uygun gecikme uzunlukları yer almaktadır. Bu sonuçlara göre hem BM hem de BS değişkenleri için kurulan VAR modelinde gecikme uzunluğu (k), 4 olarak bulunmuştur. Daha önce birim kök sınavında en yüksek durağanlık seviyesini veren değişken 1. farkta durağan olduğu için  $dmaks=1$  olarak hesaplanmıştı. Böylece  $k+dmaks=5$  olarak hesaplanmış oldu. Fakat SUR modeliyle Wald sınavı yapıldığı için gecikme uzunluğu her iki model için  $k=4$  olarak hesaplanmıştır.

**Tablo 9:** Bağımlı Değişken BM Nedensellik Sonuçları (Wald Testi)

Ho hipotezi	X <sup>2</sup>	Olasılık	k	Karar (H <sub>0</sub> )
lnTÜFE→lnBM	137	0.00	4	Red
lnBM→lnTÜFE	21	0.00	4	Red
ln5Y→lnBM	58	0.00	4	Red
lnBM→ln5Y	7.3	0.11	4	Kabul
lnDK→lnBM	296	0.00	4	Red
lnBM→lnDK	19	0.00	4	Red
lnKH→lnBM	162	0.00	4	Red
lnBM→lnKH	5.7	0.22	4	Kabul
lnSU→lnBM	195	0.00	4	Red
lnBM→lnSU	11	0.01	4	Red
F→lnBM	81	0.00	4	Red
lnBM→F	5.6	0.22	4	Kabul
lnCDS→lnBM	188	0.00	4	Red
lnBM→lnCDS	15	0.00	4	Red
lnGSYH→lnBM	73	0.00	4	Red
lnBM→lnGSYH	36	0.00	4	Red

Tablo 8’de iki model için ayrı ayrı hesaplanmış Wald testi sonuçları yer almaktadır. Birinci modele göre, bütün bağımsız değişkenlerden BIST Mali yani BM değişkenine doğru Toda Yamamoto Granger nedensellik ilişkisi vardır. Bu sonuçlar ARDL modelinde çıkan eşbütünleşme ilişkisini destekler nitelikte olup, BIST Mali değişkeni büyük oranda bu değişkenlerden etkilenmektedir. Ayrıca lnBM değişkeninden ln5Y, lnKH ve F değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi yok iken, lnBM değişkeninden diğer bağımsız değişkenlere doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

**Tablo 10:** Bağımlı Değişken BS Nedensellik Sonuçları (Wald Testi)

Ho hipotezi	X <sup>2</sup>	Olasılık	k	Karar (H <sub>0</sub> )
lnTÜFE→lnBS	4.4	0.34	4	Kabul
lnBS→lnTÜFE	43	0.00	4	Red
ln5Y→lnBS	9.9	0.04	4	Red
lnBS→ln5Y	3.7	0.44	4	Kabul
lnDK→lnBS	30	0.00	4	Red
lnBS→lnDK	6.7	0.17	4	Kabul
lnSU→lnBS	21	0.00	4	Red
lnBS→lnSU	22	0.00	4	Red
F→lnBM	12	0.01	4	Red
lnBS→F	13.6	0.00	4	Red
lnCDS→lnBS	12.8	0.01	4	Red
lnBS→lnCDS	12.6	0.01	4	Red
lnGSYH→lnBS	10	0.03	4	Red
lnBS→lnGSYH	27.9	0.00	4	Red

Tablo 10’da yer alan ikinci model için yani BS’nin bağımlı değişken olduğu modele göre, lnTÜFE değişkeni hariç diğer tüm değişkenlerden BS yani BIST Sınai değişkenine doğru bir Toda Yamamoto Granger nedensellik ilişkisi vardır. Bu sonuçlar da ARDL modeliyle kurulan sınır testi sonuçlarını destekler nitelikte olup, BIST Sınai değişkeninin modele dâhil edilen değişkenler tarafından belirlendiği görülmektedir. lnTÜFE ile lnBS arasında lnBS’den lnTÜFE’ye olacak şekilde tek yönlü bir ilişki vardır. Ayrıca lnBS’den ln5Y ve lnDK’ya doğru bir nedensellik ilişkisi yok iken, BS’den diğer değişkenlere doğru nedensellik ilişkisi vardır.

Bu çalışmanın ampirik analiz sonuçları, ARDL ve Toda Yamamoto Granger nedensellik sonuçlarının büyük ölçüde birbirini desteklediğini göstermektedir. Türkiye’de borsa endeksleri, bu modelde de yer alan temel makroekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilenmektedir. Özellikle CDS ve 5 yıllık tahvil faizlerinin BIST Mali ve BIST Sınai endekslerini negatif yönde etkiliyor olması, Türk borsasının riske karşı duyarlı olduğunu ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca uluslararası piyasalarda borsalara alternatif yatırım araçları, yabancı yatırımcının tahvil getirisine yönelmesi, borsaların üzerinde negatif bir etki oluşturduğu söylenebilir. Bu nedenle güven, istikrar ve yabancı yatırımcının artması Türkiye’de BIST endekslerini pozitif yönde etkileyeceği beklenmektedir.

#### 4. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, bazı makroekonomik değişkenler ile Türkiye’deki borsa endeksleri arasındaki ilişki ve bu ilişkide COVID-19’un etkisi incelenmiştir. 2008:Q1-2022:Q2 dönemlerini kapsayacak şekilde, ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testi’nin tercih edildiği analizlerde bağımlı değişken olarak BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri kullanılmıştır. TÜFE, 5 yıllık devlet tahvil getirisi, reel efektif döviz kuru, kredi hacmi, sanayi üretim endeksi, mevduat faiz oranı, CDS primi ve GSYH ise bağımsız değişkenler olarak analiz süreçlerine dâhil edilmiştir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlarda, BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri ile makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli güçlü bir eşbütünlüşme ilişkisi tespit edilmiştir. Her iki modelle tahmin edilen uzun dönem ilişkisinde değişen varyans, otokorelasyon, model kurma hatasının olmadığı, aynı zamanda normal dağılıma sahip oldukları, bu durumun modellerin uzun dönem ilişkilerinin tutarlılığını artırdığı görülmektedir.

Çalışmada, TÜFE ve SÜE’nin, BIST Mali Endeksi’ni pozitif yönde etkilediği, BIST Mali endeksi üzerinde en büyük etkiye sahip değişkenin TÜFE endeksi olduğu, 5 yıllık devlet tahvil faizi, kredi hacmi, mevduat faizi ve CDS primlerinin BIST Mali endeksi üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Reel efektif döviz kuru endeksi ve GSYH değişkenlerinin ise anlamsız çıktığı saptanmıştır. COVID-19’un etkisini test etmek amacıyla 2020:Q1 dönemine eklenen kukla değişken katsayısının anlamlı ve negatif yönlü olduğu tespit edilmiştir. Bu tespit COVID-19 krizinin BIST Mali Endeksi’ni negatif yönde etkilediğini göstermektedir.

Çalışmanın ikinci modeli için elde edilen sonuçlarda, TÜFE, GSYH, SÜE ve mevduat faizinin BIST Sınai Endeksi’ni pozitif yönde etkilediği, TÜFE’nin diğer modelde olduğu gibi, BIST Sınai Endeksi üzerinde en büyük etkiye sahip değişken olduğu tespit edilmiştir. CDS primlerinin bu modelde BIST Sınai Endeksi üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Modelde 5 yıllık tahvil faizi ve döviz kuru değişkenleri anlamlı çıkmamıştır. Burada ekonomik büyümenin BIST Sınai üzerinde pozitif bir etkiye sahip olması, sanayi üretimiyle ekonomik büyüme arasında beklenen pozitif ilişkiyle ilgilidir. Çünkü sanayi üretiminin büyümesi aynı zamanda ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkiler. Çünkü sanayi sektörü

GSYH'nin en önemli kollarından biridir ve teorik olarak sanayi üretimi GSYİH'nin Proxy değişkeni olarak da kullanılabilir. Bu durumda sanayi üretiminin büyümesi borsada işlem gören sanayi şirketlerinin de büyümesini desteklediği için Sınai şirketlerine talep artmaktadır. Bu durumda ekonomik büyüme ve sanayi üretim endeksinin büyümesi BIST Sınai'de işlem gören şirketlerin bilançolarının güçlenmesine ve böylece BIST Sınai endeksinin büyümesini pozitif olarak etkilediği görülmektedir. Ayrıca bu modelde 2020 yılına eklenen kukla değişkeni pozitif çıkmıştır. Yani COVID-19 sonrası BIST Sınai endeksinde pozitif yönlü gelişmelerin yaşandığı tespit edilmiştir.

Burada TÜFE'nin pozitif, faizin ise negatif ilişkili çıkmasının özellikle son 10 yılda enflasyon hedeflemesi programının büyük ölçüde terk edilmiş olması, enflasyonla mücadelede faizin etkisini yitirmiş olması büyük etkidir. Çünkü enflasyon-kur-faiz üçgeninde faiz indirimlerinin yeni kur şoklarını hızlandırması, böylece enflasyondan kaçan yatırımcıların borsaya yönelmesi etkilidir. Bu durumda artan enflasyon borsaya yatırımı pozitif yönde etkilerken, enflasyonu tetikleyen faiz indirimi politikaları da borsa yatırımlarını artırmaktadır. Yani faiz indirimleri para talebini pozitif yönde etkileyeceği için, bu durum bir yandan enflasyon artışına, düşük maliyetleri kredi kullanımının ise diğer yandan yatırımcıların alternatif yatırım alanlarına kaymalarına yol açar. Bu durumda faizle BIST arasında negatif bir ilişkinin olması beklenir.

Wald testi sonuçlarına göre, bütün bağımsız değişkenlerden BIST Mali değişkenine doğru Toda Yamamoto Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu sonuçlar ARDL modelinde çıkan eşbütünlüşme ilişkisini destekler nitelikte olup, BIST Mali değişkeninin büyük oranda bu değişkenlerden etkilendiğini göstermektedir. Ayrıca BIST Mali değişkeninden tahvil faizi, kredi hacmi ve mevduat faizi değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi yok iken, BIST Mali değişkeninden diğer bağımsız değişkenlere doğru bir nedensellik ilişkisi varlığı tespit edilmiştir. İkinci model için, yani BIST Sınai'nin bağımlı değişken olduğu modele göre, TÜFE değişkeni hariç diğer tüm değişkenlerden BIST Sınai değişkenine doğru bir Toda Yamamoto Granger nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Bu sonuçlar da ARDL modeliyle kurulan sınır testi sonuçlarını destekler nitelikte olup, BIST Sınai değişkeninin modele dâhil edilen değişkenler tarafından belirlendiğini göstermektedir. Yine bu modelde, BIST Sınai'den TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ayrıca BIST Sınai'den tahvil faizi ve reel efektif döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi yok iken BIST Sınai'den diğer değişkenlere doğru nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir.

Özetle bu çalışmanın ampirik analiz sonuçları, ARDL ve Toda Yamamoto Granger nedensellik sonuçlarının büyük ölçüde birbirini desteklediğini göstermektedir. Türkiye'de borsa endeksleri, bu modelde de yer alan temel makroekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilenmektedir. Özellikle CDS priminin BIST Mali ve BIST Sınai endekslerini negatif yönde etkiliyor olması, Türk borsasının risklere karşı duyarlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca uluslararası piyasalarda borsalara alternatif yatırım araçları, yabancı yatırımcının tahvil getirisine yönelmesi, borsaların üzerinde negatif bir etki oluşturduğu söylenebilir.

## KAYNAKÇA

- Afşar, A. & Karpuz, E. (2019). Makroekonomik değişkenlerle Borsa İstanbul Gayrimenkul Yatırım Ortaklıkları Endeksi arasındaki ilişki. *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(1), 52-64.
- Aggarwal, R. (1981). Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates. *Akron Business and Economic Review*, 12, 7-12.
- Akçay, S. (2011). The Causal Relationship Between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 227-232. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v3n6p227>
- Albayrak, A. S., Öztürk, N. & Tüylüoğlu, Ş. (2012). Makroekonomik değişkenler ile sermaye hareketlerinin İMKB-100 endeksi üzerindeki etkisinin incelenmesi. *AİBÜ-İİBF Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(2), 1-22.
- Alper, D. & Kara, E. (2017). Borsa İstanbul'da hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik faktörler: BIST Sınai Endeksi üzerine bir araştırma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 713-730.

- Attari, M. I. J. & Safdar, L. (2013). The relationship between macroeconomic volatility and the stock market volatility: Empirical evidence from Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 7(2), 309-320.
- Altınbaş, H., Kutay, N. & Akkaya, G. C. (2015). Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkisi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama. *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 30-49.
- Bhuiyan, E. M. & Chowdhury, M. (2020). Macroeconomic variables and stock market indices: Asymmetric dynamics in the US and Canada. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 77, 62-74. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.10.005>
- Camilleri, S. J., Scicluna, N. & Bai, Y. (2019). Do stock markets lead or lag macroeconomic variables? Evidence from select European countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 170-186. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.01.019>
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Engle, R. F. (1978). Testing Price Equations for Stability Across Spectral Frequency Bands. *Econometrica*, 46(4), 869-881. <https://doi.org/10.2307/1909754>
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Gençtürk, M. (2009). Finansal kriz dönemlerinde makroekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatlarına etkisi. *Süleyman Demirel University Journal of Faculty of Economics ve Administrative Sciences*, 14(1), 127-136.
- Granger, C. W. J. (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Imegi, J. C. (2014). Impact of financial liberalization on stock market volatility in Nigeria. *Journal of Business and Retail Management Research*, 8(2), 80-87.
- Jamaludin, N., Ismail, S. & Ab Manaf, S. (2017). Macroeconomic variables and stock market returns: Panel analysis from selected ASEAN countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), 37-45.
- Kaya, E. & Uğurlu, S. (2016). Seçili bazı makroekonomik değişkenler ve hisse senedi piyasası arasındaki dinamik etkileşim: BIST 100 için ekonometrik bir yaklaşım. *Pamukkale University Journal of Social Sciences Institute/Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (23), 1-13.
- Keswani, S. & Wadhwa, B. (2021). Association among the selected macroeconomic factors and Indian stock returns. *Materials Today: Proceedings*, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.matpr.2021.01.841>
- Koyuncu, T. (2018). BİST-100 Endeksinin makroekonomik değişkenler ile ilişkisi: Ampirik bir çalışma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(3), 615-624. <https://doi.org/10.29106/fesa.423051>
- Fattah, A. S. & Kocabıyık, T. (2020). Makroekonomik değişkenlerin borsa endeksleri üzerine etkisi: Türkiye ve ABD Karşılaştırması. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(22), 116-151.
- Kuzu, S. (2017). Petrol fiyatları ve bazı makro ekonomik değişkenlerin Borsa İstanbul'da yer alan bir takım endeksler üzerindeki etkisinin araştırılması. *Yönetim ve Ekonomi*, 24(2), 579-599. <https://doi.org/10.18657/yonveek.299334>
- Kütükcüler, G., Esen, E., Yıldırım, S. & Temizel, F. (2020). Makroekonomik değişkenlerin Borsa İstanbul Hizmetler Endeksi (XUHIZ) üzerine etkileri. *Journal of Entrepreneurship & Development/Girisimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 15(2). 15-33.
- Lu, C. & So, R. W. (2001). The relationship between REITs returns and inflation: a vector error correction approach. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, 103-115.
- Narayan S. & Narayan P. K. (2004). Determinants of Demand of Fiji's Exports: An Empirical Investigation. *The Developing Economics*, 17(1), 95-112. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2004.tb01017.x>

- Narayan, P. K. & Smyth, R. (2006). What Determines Migration Flows from Low-Income to High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24( 2), 332-342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>
- Okşak, Y. & Sarıtaş, T. (2020). Seçilmiş makroekonomik değişkenlerin BIST-100 Endeksi'ne etkisi: Türkiye üzerine bir nedensellik analizi. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(23), 535-549. <https://doi.org/10.14784/marufacd.785241>
- Oseni, I. O. & Nwosa, P. I. (2011). Stock market volatility and macroeconomic variables volatility in Nigeria: An exponential GARCH approach. *European Journal of Business and Management*, 3(12), 43-53. <https://doi.org/10.7176/EJBM>
- Özer, A., Kaya, A. & Özer, N. (2011). Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenlerin etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Poyraz, E. & Tepeli, Y. (2015). Seçilmiş makro ekonomik göstergelerin Borsa İstanbul XU100 Endeksi üzerindeki etkisinin analizi. *Paradoks Ekonomi Sosyoloji ve Politika Dergisi*, 11(2), 102-128.
- Rambaldi, A. N. & Doran, H. (1996). Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy, (Working Paper in Econometrics and Applied Statistics), *Department of Econometrics, University of New England, Armidale*, 88, 1-23. <https://www.aliciarambaldi.net>
- Sayılgan, G. & Süslü, C. (2011). Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 5(1), 73-96.
- Shahbaz, M., Wahid, A.N. & Haider, A. (2010). Empirical Psychology Between Wholesale Prices and Consumer Prices Indices: The Case of Pakistan. *The Singapore Economic Review*, 55, 537-551. <https://doi.org/10.1142/S0217590810003882>
- Shirazi, N., S. & Manap, T., A. (2005). Export-Led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from South Asia. *The Developing Economies*, 43(4), 472-88. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2005.tb00955.x>
- Syzdykova, A. (2018). Makroekonomik değişkenler ve hisse senedi piyasası ilişkisi: KASE örneği. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 331-354. <https://doi.org/10.18074/ckuiibfd.444811>
- Şenol, Z. & Koç, S. (2018). Yabancı portföy yatırımları, borsa ve makroekonomik değişkenler arası ilişkilerin var yöntemiyle analizi: Türkiye örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (21), 1-20. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.358108>
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)016168](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)016168)
- Uzun, U. & Güngör, B. (2017). Borsa endeksleri ile ülkelerin seçilmiş makroekonomik göstergeleri arasındaki ilişkinin uluslararası boyutta incelenmesi. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(4), 1-30.



## Extended Abstract

The stock market, which is an important part of the financial markets, has an important role in the healthy functioning of the country's economies, as it allows resource transfers between those with excess funds and those with fund deficiencies (Keswani and Wadhwa, 2021:1). A well-established stock market always offers its counterparts opportunities to save and invest (Attari and Safdar, 2013: 309). For this reason, stock markets contribute significantly to the development of economies by supporting growth and capital formation. To put it more clearly, stock markets support national economies by allowing both domestic and foreign savings to be channeled into productive investment areas (Imegi, 2014: 80). Stock markets continue to exist as important financial channels where investors can evaluate their savings over the world. However, the fact that these markets are related to macroeconomic factors such as interest rates, exchange rates, inflation, unemployment, and foreign trade causes an increase in volatility in financial markets. This makes it difficult for investors to predict future risks (Okşak and Sarıtaş, 2020: 536).

There are many internal and external factors that affect stock prices. These factors can affect stock prices in different ways and levels. In addition to the political, economic, social, and sectoral developments at the national level, the economic and financial performances of the enterprises are some of them. Apart from these, countries that have political, economic, and especially intense commercial relations and global developments shape the stock markets (Uzun and Güngör, 2017: 2). Since stocks are risky investment instruments, investors who trade in these markets want to know the factors that affect the returns of stocks to obtain high returns and avoid risk (Kaya and Uğurlu, 2016: 2; Attari and Safdar, 2013: 310). Ignoring the factors affecting the stock markets may cause investors to make erroneous decisions (Kaya and Uğurlu, 2016:2). The relationship between macroeconomic indicators and stock markets is a topic that attracts a lot of attention from both academics and investors. Thanks to the interest in the subject in the past few decades, important literature has emerged examining possible relationships using various frameworks (Bhuiyan and Chowdhury, 2020: 62). It is generally accepted that stock market indices are affected by macroeconomic variables and that these variables direct stock market indices. However, due to the emergence of different research results on the level and direction of the relationship in question, a consensus could not be reached on this issue. This situation has caused the subject to remain up-to-date (Uzun and Güngör, 2017:3).

Especially in the last half-century, with the effect of increasing globalization, financial markets have been liberalized and technological developments have increased. Due to this situation, stock market indices and interest rates have become instantly responsive to changes in economic indicators, and the interdependence between stock markets and money markets has increased. Looking at the academic literature, it is seen that the relations between stock markets and various economic indicators such as industrial production index, inflation, interest rates, consumption, money supply, and commodity prices are analyzed (Camilleri et al., 2019: 170). Although there are many studies in the literature on the relationship between macroeconomic indicators and stock markets, the COVID-19 pandemic in 2020 has caused similar relationships to be questioned again.

In this study, the effects of CPI, 5-year bond yields, real effective exchange rate, credit volume, industrial production index, interest rate, CDS premium and GDP on BIST Financial and BIST Industrial indices were examined. Also, while investigating the relationship between selected macroeconomic variables and stock market indices, the effect of COVID-19 on this relationship was also tested. In the study in which two different models were established, ARDL Boundary Test and Toda-Yamamoto Granger Causality Test were preferred as methods. The time dimension of the study covers the periods 2008:Q1-2022:Q2. According to the bounds test results of the study, there is a strong cointegration relationship between the variables. Especially CDS premiums have a negative effect on both models. In addition, the dummy variable added to the 2020:Q1 period shows that the COVID-19 pandemic affected the stock markets. Finally, according to the Toda Yamamoto Granger causality results, there is a strong Granger causality relationship between the variables. According to the first model, all variables are the Granger cause of BIST Financial. According to the second model, except for the CPI, all other variables are the Granger cause of BIST Industrial. The results of this study are similar to the results of the studies of Kuzu (2017), Jamaludin et al (2017), and Koyuncu (2018).