

AIZANOI FINANCE REVIEW

ISSUE: 2 / 2023

www.aizanoifr.com

info@aizanoifr.com

HİSSE SENEDİ GETİRİSİ VE ENFLASYON ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİ: BORSA İSTANBUL ÖRNEĞİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK RETURN AND INFLATION RATE: EXAMPLE OF THE BORSA İSTANBUL

İbrahim Halil UÇAR*, Erkan ALSU**

*Dr. Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme ABD, bodrum351@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-6046-1285

**Doç.Dr., Gaziantep Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, erkanalsu@gmail.com, ORCID: 0000-0001-6102-1786

MAKALE BİLGİSİ	ÖZ
Gönderilme Tarihi 01.09.2023 Revizyon Tarihi 23.09.2023 Kabul Tarihi 11.10.2023 Makale Kategorisi Araştırma Makalesi JEL Kodları E31 E32 E44	<p>Ulusal pay piyasasının makroekonomik değişkenlere duyarlılığının incelenmesi son dönemlerde birçok araştırmanın konusu olmuştur. Bu çalışmada, Borsa İstanbul 100(BİST100) ile Tüketici Fiyat Endek-si(TÜFE)/Toptan Eşya Fiyat Endeksi(TEFE) endeksleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada BİST100, TÜFE ve TEFE, endekslerinin aylık getirileri kullanılarak uzun dönem ilişkisi, Ocak 2003- Aralık 2021 veri dönemi için ARDL sınır testi ile incelenmiştir. Aynı zamanda değişkenler arasındaki kısa dönem ne-densellik ilişkisinin tespiti için Tado Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, TÜFE ve TEFE'den BİST100 endeksine doğru %1 önem seviyesinde tek yönlü bir nedensellik sap-tanmıştır. Diğer taraftan, uzun dönemde TÜFE ve TEFE'deki %1'lik değişimlerin BİST100'ü sırasıyla (0.067116) ve (0.059280) oranlarında pozitif yönde etkilediği saptanmıştır. Bu bağlamda BİST100 getirile-ri üzerinde TÜFE ve TEFE değişkenlerinin önemli etkisinin olduğu, dolayısıyla da BİST100 endeksine yatırım yapanlar için ilgili değişkenlerin öncü gösterge olabileceği düşünülmektedir. Bu çalışma portföy yatırımcıları ve politika uygulayıcıları için önemli sonuçlar içermektedir.</p> <p>Anahtar Kelimeler: ARDL, Uzun Dönem İlişkisi, Enflasyon, Hisse Senedi Getirisi</p>

ARTICLE INFO	ABSTRACT
Received 01.09.2023 Revized 23.09.2023 Accepted 11.10.2023 Article Classification: Research Article JEL Codes E31 E32 E44	<p>The sensitivity of the national equity market to macroeconomic variables has been the subject of many recent studies. In this study has been examined the relationship between Borsa Istanbul 100 (BIST100) and Consumer Price Index (CPI)/Wholesale Goods Price Index (WPI) indices. In this study has been used the monthly returns of BIST100, CPI and WPI indices, the long-run relationship has been analyzed with the ARDL bounds test for the data period January 2003- December 2021. At the same time, Tado Yamamoto-causality test has been used to determine the short-run causality relationship between the variables. According to the results of the study, there is a unidirectional causality from CPI and WPI to BIST100 index at 1% significance level. On the other hand, in the long run, 1% changes in CPI and WPI have a positive effect on BIST100 by (0.067116) and (0.059280), respectively. In this context, it is thought that CPI and WPI variables have a significant effect on BIST100 returns and therefore, these variables may be leading indicators for those who invest in the BIST100 index. This study has important implications for portfolio investors and policy makers.</p> <p>Keywords: ARDL, Long-Term Relationship, Inflation, Stock Return</p>

Atıf (Citation): Uçar, İ. H. & Alsu, E. (2023). "Hisse Senedi Getirisi ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul Örneği", *Aizanoi Finance Review*, (2): 58-76



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

Giriş

Makroekonomik göstergelerde meydana gelen değişimlerin finansal piyasalar üzerinde meydana getirdiği etkiler literatürde sıkça tartışılan bir konu olarak görülmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasalar oldukça kırılgan bir yapıya sahiptir. Bu kırılganlık, finansal piyasalardaki karşılıklı bağlantıların karmaşıklığına bağlıdır. Bu tür bir karmaşıklık sistematik likidite krizleri şeklinde bulaşmaya yol açabilmektedir. Ekonomilerdeki makroekonomik temeller uluslararası ticaret, enflasyon, faiz oranları gibi faktörler özellikle finansal kriz dönemlerinde bulaşma açısından önemlidir.

Ekonomik büyüme, GSYİH, faiz oranı, enflasyon ve diğer makro ekonomik değişkenler, piyasada işlem gören finansal varlıkların gerçek değerinde fiyatlandırmasında önemli katkıda bulunmaktadır (Glikas & diğerleri 2019:350-351).

Enflasyon oranları en önemli makroekonomik göstergelerden biridir. Sermaye piyasalarında işlem gören hisse senedi fiyatları çeşitli makroekonomik politikalardan etkilenmektedir. Günümüz serbest piyasa ekonomisinde enflasyon veya enflasyon oranları emtia fiyatlarının ağırlığını gösteren en önemli makroekonomik göstergedir. Emtia fiyatlarındaki değişiklikler piyasadaki her türlü fonun bir dereceye kadar aşınmasına veya değişmesine yol açabilmektedir. Hisse senedi piyasaları sadece makroekonomik ve uygulanan politikalardan değil aynı zamanda yatırımcı beklentilerinden de etkilenmekte ve oynaklıklar göstermektedir. Piyasada işlem yapan çoğu yatırımcı geleceğin nasıl değişeceğini gelecekteki makroekonomik durumu tahmin ederek mevcut ekonomik konjoktüre göre yatırımlarını şekillendirmektedirler. Enflasyonun kendisi yatırımcıların gelecekteki ekonomik duruma ilişkin belirsizliği açıkça arttıracak olan makroekonomik göstergelerin başında gelmektedir. Enflasyon yatırımcıların beklenen getirilerini ve reel getirilerini doğrudan azaltmaktadır. Bu durum gelecekteki reel gelirin azalmasına doğrudan bir sonucu olan enflasyon vergisi gibidir. Ayrıca bir ekonomide enflasyonist durum diğer bir ifade ile enflasyon baskısı yatırımcıların beklenen gelirlerinin azalmasına yol açmaktadır (Bai,2014:263-264).

Gelişmekte olan ülkelerde zayıf siyasi ve ekonomik kurumlar, yüksek ve değişen enflasyon ekonomik büyüme ve refah üzerinde olumsuz etkiye sahiptir. Gelişmekte olan ekonomilerde enflasyon belirsizliği yatırım düzeyini ve ekonomik faaliyetleri azaltarak iş ve finansal faaliyetler üzerinde önemli etkilere neden olabilmektedir (Arwatchanakarn&Akhand, 2016:2792-2794).

Pay getirileriyle enflasyon arasındaki etkileşimi araştıran çoğu deneysel çalışma daha kısa dönemlere odaklanmaktadır. Fakat hisse senedi ve enflasyon arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemek önemlidir. Çünkü pratik bir açıdan bakıldığında, çoğu yatırımcı hisse senedi yatırımlarını uzun vadeli yatırım olarak görmekte ve dolayısıyla uzun süre elde tutma eğilimindedir. Bu nedenle pay fiyatlarının enflasyonla uzun dönem etkileşimi hakkında bilgi sahibi olmak kazançlı bir yatırım için önem arz etmektedir. Bu konuda yapılan çoğu akademik çalışmalar makroekonomik değişkenlerle, hisse senedi fiyat endeksi arasındaki etkileşimin olduğunu bulmuştur. Bu nedenle enflasyonun borsa performansı üzerindeki etkisinin araştırılması piyasa katılımcıları ve politika yapıcılar için önemli sonuçlar doğurmaktadır. Bu makalenin geri kalanı şu şekilde düzenlenmiştir. Birinci bölümde önerilen başlık altında daha önce yapılmış ampirik çalışmalar incelenmektedir. İkinci bölümde çalışmanın kavramsal çerçevesi anlatılmakta, üçüncü bölümde çalışma için kullanılan araştırma metodolojisini

ele almaktadır. Dördüncü bölümde ampirik sonuçlar tartışılmakta, son bölümünde ise tartışma ve sonuç bölümleri yer almaktadır.

1. Literatür Özeti

Makroekonomik değişkenler ve ülke borsaları arasındaki etkileşim literatürde sıkça tartışılan bir konudur. Örneğin, Choudhry. (2001) çalışmasında, Arjantin, Şili, Meksika ve Venezuela gibi Latin ve Orta Amerika ülkelerinde pay kazançları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda, cari pay piyasası getirileri ile cari enflasyon arasında pozitif bir ilişkinin olduğunu ve ayrıca geçmiş enflasyon oranlarının mevcut pay getiri oranını da etkilediğini tespit etmiştir. Fakat, Spyros. (2001) çalışmasında, Yunanistan ekonomisi için enflasyon ile hisse senedi getirileri arasındaki etkileşimi Ocak 1990- Haziran 2000 dönemi için incelemiştir. Çalışmanın sonucunda, enflasyon ve hisse senedi arasında negatif ancak istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığını bulmuştur. Diğer taraftan, Kim&Francis(2005) çalışmasında, hisse senedi getirileri ile enflasyon arasındaki ilişkiyi ABD için Ocak 1926- Aralık 2000 dönemini kapsar şekilde incelemiş ve çalışmanın sonucunda, hisse senedi getirileri ile enflasyon arasında en kısa (1 aylık dönem) ve en uzun (128 aylık dönem) ölçekte pozitif ilişki, ara ölçeklerde ise negatif ilişki tespit etmiştir. Görüldüğü üzere hisse senedi getirileri ve enflasyon oranı arasındaki ilişki olduğu tüm çalışmalarda tespit edilmiş ise de, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü çalışmalarda farklılıklar göstermektedir. Bu farklılıkların seçilen ülke, veri dönemi, analiz yöntemi vb. gibi nedenlerden kaynaklandığı görülmektedir.

Fakat ilerleyen yıllarda yapılan bazı çalışmalarda hisse senedi getirileri ve enflasyon oranı arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı ileri sürülmüştür. Örneğin, Hondroyiannis&Papaterou. (2006) çalışmasında, Yunanistan'da hisse senedi getirileri ile enflasyon arasındaki etkileşimi incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda, hisse senedi piyasası performansının ekonomideki herhangi bir enflasyon kaynağı ile ilişkili olmadığını diğer bir ifade ile reel pay getirilerinin beklenen ve beklenmeyen enflasyonla ilişkili olmadığını tespit edilmiştir. Diğer taraftan, Keun Yeong Lee (2008) çalışmasında, reel hisse senedi getirileri ile enflasyon arasındaki dinamik etkileşimi incelemiştir. Çalışmanın sonucunda, enflasyon oranı ve hisse senedi performansı arasında negatif bir ilişki tespit ederken, 1970-2000 döneminde ise iki değişken arasında herhangi bir ilişki tespit edememiştir. İki çalışma arasındaki fark seçilen dönemin ilişkinin tespiti açısından önem arz ettiğini göstermektedir.

İlerleyen yıllarda aşağıda kronolojik olarak sunulan çalışmaların literatürde yer aldığı tespit edilmiştir.

İbrahim&Agbaje (2013) Pay getirileri ve enflasyon arasındaki uzun ve kısa dönemli dinamikleri incelemişlerdir. Ocak 1997 ile Aralık 2010 dönemine ilişkin aylık hisse senedi ve tüketici fiyat endeksi verilerini Nijerya merkez bankasından temin ederek ARDL sınır testi ile yaptıkları çalışmalarında enflasyonun pay getirileri üzerinde olumlu etkisinin olduğu ve enflasyon ile pay getirilerinin uzun dönemde eşbütünleşik olduklarını tespit etmişlerdir.

John Khumalo (2013) Güney Afrika sermaye piyasasında enflasyon ve pay fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. 1980q1 ve 2010q4 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik verileri kullanarak ARDL modeli ile yaptığı çalışmasında pay getirileri ile enflasyon ve diğer açıklayıcı parametreler arasında güçlü bir ilişkinin olduğu, pay fiyatlarının enflasyon ve faiz oranlarına olumsuz tepki verdiği ve enflasyonun pay getirilerini olumsuz etkilediğini tespit etmiştir.

Bai. (2014) Çin’de enflasyonun borsa üzerindeki etkisini incelemiştir. Ocak 2001 – Ekim 2010 dönemini kapsayan tüketici fiyat endeksi ve Şangay borsası bileşik endeksi yıllık ortalama verilerini ulusal istatistik bürosu ve Şangay borsasından alarak vektör otoregresif VAR modeli ile yaptığı çalışmada enflasyonun Çin hisse senedi fiyatı üzerindeki etkisinin çok az ve hisse senedi fiyatı ile korelasyonunun çok zayıf olduğunu tespit etmiştir.

Özkan (2015) Türkiye’de enflasyon, hisse senedi getirileri ve reel iktisadi faaliyetler arasındaki ilişkileri incelemiştir. Ocak 2003 ile Aralık 2014 dönemini kapsayan TÜFE endeksi, cari ayın TÜFE beklentisi ve sanayi üretim endeksi (SÜE) aylık verilerini TCMB ve Türkiye istatistik kurumundan, Borsa İstanbul100 endeksi verilerini ise Borsa İstanbul internet sayfasından temin ederek Fisher hipotezi modeli ile araştırdığı çalışmada reel iktisadi faaliyetler ile reel hisse senedi getirileri arasında pozitif ilişki tespit etmiştir. Öte yandan enflasyon ile reel iktisadi faaliyetler arasında net bir ilişki tespit edememiştir.

Uçan&diğerleri (2017). Borsa İstanbul-100 ile petrol, döviz, enflasyon ve faiz gibi makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile test etmişlerdir. 2005 ve 2016 dönemine ilişkin aylık verileri TCMB veri dağıtım sistemi, TÜİK, maliye bakanlığı ve iş yatırım gibi çeşitli birimlerden alarak makroekonomik değişkenlerle Borsa İstanbul-100 endeksi arasındaki ilişkinin varlığını Johansen eş bütünleşme testi ile belirlemeye çalıştıkları çalışmalarında Borsa İstanbul-100 endeksinin analize kapsamındaki değişkenlerle anlamlı bir ilişkinin olduğu, enflasyonun tüm ekonomik faaliyetleri doğrudan ve dolaylı yoldan etkileyen önemli bir faktör olduğu tespit edilmiştir.

lorember&diğerleri (2017) Enflasyonun Nijerya hisse senedi piyasası üzerine etkisini incelemiştir. Ocak 1995 ve Aralık 2016 dönemini kapsayan tüketici fiyat endeksi ve borsa endeksine ait aylık veriler Nijerya merkez bankası istatistik bülteninden alınarak E-GARCH modeli ile yaptıkları incelemelerinde enflasyonun Nijerya borsasında işlem gören hisse senedi getirilerini etkilemediği ve borsa performansı ile enflasyon arasında bir ilişkinin olmadığı saptanmıştır.

Isnandari&Chalid (2017) Çin, Hindistan, Endonezya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan ve Tayland gibi sekiz Asya ülkesinde pay getirileri ile enflasyon arası etkileşimi araştırmışlardır. 2001-2014 yıllarını kapsayan aylık tüketici fiyat endeksi ve hisse senedi verileri datastream ve ilgili borsaların veri tabanlarından alınarak doğrusal regresyon analizi ile yaptıkları çalışmalarında test edilen 35 sektörden yiyecek içecek, tütün, elektrik ve kamu hizmetleri, yapı ve inşaat malzemeleri ve savunma sanayisi hisse senetlerinin enflasyon riskinden korunma kabiliyetine sahip oldukları tespit edilmiştir.

Sathyanarayana&Gargesa (2018) Enflasyonun borsa performansı üzerindeki etkisini incelemiştir. Mart 2000 ile Mart 2017 dönemine ilişkin aylık enflasyon ve hisse senedi verileri www.yahoo.finans ve diğer ilgili veri tabanlarından alınarak ADF birim kök testi ve Pearson korelasyon katsayısı ile yaptıkları çalışmada Japon Endeksi (Nikkei) ile enflasyon arasında negatif bir ilişki saptanırken, Avusturya endeksi (ATX), Belçika Endeksi (BEL20), Kanada Endeksi (GSPTSE), Şili Endeksi (IPSA), Çin Endeksi (SSEC), İrlanda (ISEQ), Fransa Endeksi (FTHI) ve Endonezya Endeksi JKSE için enflasyon ile hisse senedi getirileri arasında pozitif ilişki saptanmıştır.

Akçalı&diğerleri (2019) Türkiye’de enflasyon, döviz kuru ve faiz gibi makroekonomik değişkenlerde oluşan şokların birbirlerini etkileme ve bulaşıcılık etkilerini incelemiştir. Mart 1999 ve Aralık 2018 dönemini kapsayan tüketici fiyat endeksi ve faiz oranlarının üç aylık, reel efektif döviz kurunun ise

aylık verileri kullanılarak ARMA-EGARCH yöntemi ile yaptıkları çalışmada faiz oranları, enflasyon ve döviz kurunda oluşan şokların birbirlerinin koşullu değişkenleri üzerinde tek ve çift yönlü etkilerinin olduğu ve değişkenler arasında güçlü karşılıklı bulaşıcılık etkiler tespit etmişlerdir.

2. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada, Borsa İstanbul Endeksi ve TEFE/TÜFE endeksleri arasında ilişki incelenmektedir. Bu kapsamda BİST100, TÜFE ve TEFE, endekslerinin aylık getirileri kullanılarak uzun dönem ilişkisi, Ocak 2003- Aralık 2021 veri dönemi için ARDL sınır testi ile incelenmiştir. Aynı zamanda değişkenler arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkisinin tespiti için Tado Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. 2003-2021 dönemini kapsayan BİST100, TÜFE ve TEFE değişkenlerine ait aylık veriler TCMB veri tabanından alınmıştır. Değişkenler arası uzun periyot ilişkisini belirlemek için yapılan çalışmada öncelikle Genişletilmiş Dickey&Fuller (ADF) ve Fuller&Phillip (PP) birim kök testleriyle serilerin birim kökleri incelenmiştir. Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda Yamamoto nedensellik testi ile analiz edilmiştir. BİST100, TÜFE ve TEFE arasındaki uzun dönem ilişkisi araştırılan parametrelerin 2003-2021 dönemini kapsayan aylık verilerinin logaritmik değerleri baz alınarak ARDL modeli ile incelenmiştir. Çalışmanın en önemli kısıtlarından biri döviz kuru, GSYİH, faiz oranı, işsizlik oranları gibi diğer makroekonomik unsurlar da pay getirisini etkilemekle birlikte çalışmada diğer şartlar sabitken varsayımı dikkate alınmıştır.

2.1. Birim Kök Testi

Çalışmada analiz edilen değişkenlerin, birim kök sürecinin diğer bir deyişle değişkenlerin durağanlık durumlarının kontrol edilmesi güvenilir istatistiksel sonuçlar için önemlidir. Çünkü incelenen bir değişkenin durağan olup olmaması analizin sürecini ve sonucunu etkileyebilmektedir. Bu nedenle çalışmada değişkenlerin durağanlık durumları genişletilmiş Dickey&Fuller ve Phillip&Perron birim kök testleri ile kontrol edilmiştir.

2.1.1. Genişletilmiş Dickey ve Fuller Testi

Genişletilmiş Dickey&Fuller testi zaman serisinin durağanlığını test etmek için uygulanan bir istatistiksel testtir. Bu test aşağıda verilen regresyon denklemini kullanır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada Δ = birinci farkta duraganlık, ΔY_{t-i} = bağımlı değişkenin gecikme değerleri, ε_t = hata terimi, β_1 = sabit katsayı, β_2 = t zamandaki eğim katsayısı, δ = gecikme katsayısı, Y_{t-1} ve Y_t ise hisse senedinin ya da piyasa değer endeksinin logaritmik değeridir (Guney&Komba,2016:10).

2.1.2. Phillips ve Perron Testi

Birim kök testi uygulanırken ardışık bağımlılığı ele alan parametrik nitelik göstermeyen yaklaşım Phillips&Perron tarafından geliştirilmiştir. Dickey&Fuller birim kök testine dayanan Phillip&Perron testi, t istatistiğinde parametrik özellik göstermeyen bir düzeltme yapar. Phillips&Perron testi birinci dereceden otoregresif yöneme dayanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

burada α bir katsayıdır, Δ farklılıkları göstermektedir., β eğilim (trend), Y tahmin edilen bağımlı değişken, μ_t ise hata terimini temsil etmektedir (Polat&Olgun,2020:210; Jebran&Iqbal,2016:6)

2.1.3. Nedensellik Testi

Çalışmada BİST100 ile Enflasyon arasındaki nedensellik araştırılan değişkenlerin aylık logaritmik verileri kullanılarak Toda Yamamoto nedensellik testiyle incelenmiştir.

2.1.4. Toda Yamamoto Testi

Toda Yamamoto yönteminde test edilen değişkenlerin durağanlık mertebeleri farklı olabilir. Bu teste önem verilmesi gereken en önemli nokta parametrelerin maksimum bütünleşme derecesi olan (dmax)'ın testin uygun gecikme uzunluğu olan (k)'dan büyük olmamasıdır. Toda Yamamoto testinde parametreler arasındaki ilişkiyi test eden hipotezler; H_0 : değişkenler arasında nedensellik yoktur. H_1 : değişkenler arasında nedensellik vardır.

Toda Yamamoto testi ile değişkenler arası nedensellik tespit edilirken tahmin edilen VAR (k+dmax) denklemi şöyle ifade edilebilir.

$$Y_t = \omega + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \delta_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \theta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

Uygun gecikme uzunluğunu gösteren (k) bilgi kriterlerinden faydalanarak, maksimum bütünleşme derecesini gösteren (dmax) ise birim kök testleri ile saptanabilmektedir. Analiz edilen değişkenler arasında karşılıklı nedenselliğin olup olmadığını saptamak için $H_0 = \alpha_{1i} = 0$ hipotezi Wald testi ile kontrol edilmektedir. Modellenen diğer bir deyişle hesaplanan wald testi istatistiği değeri k serbestlik derecesi olan K^2 tablo değerinden daha büyük ise bahsi geçen hipotez kabul edilmemektedir (Aydın&Afsal,2018:235).

2.1.5. ARDL Modeli

ARDL modeli Paseran vd çalışmalarıyla önceki eş bütünleşme modellerindeki eksiklikleri gidermek gayesi ile geliştirilen çok kullanışlı eş bütünleşme modelidir. Bu modelde test edilen parametrelerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri test edilebilmektedir. ARDL modelinin diğer modellerden üstün yanı test edilen parametrelerin birim köklerine bakılmaksızın uygulanabilmesidir. Bu nedenle ARDL modeli epeyce kullanışlı ve güvenilir neticeler veren bir modeldir.

Araştırmada pay getirileri ile enflasyon arayüzündeki ilişkiyi açıklamaya çalışan teorik çerçeveye dayanarak tahmin modelleri belirlenmiştir. BİST ile ifade edilen hisse senedi getirisi bağımlı değişkendir, açıklayıcı değişkenler ise tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ve toptan eşya fiyat endeksi (TEFE) ile temsil edilen enflasyondur. Bu durum aşağıda verilen işlevsel biçimlerde ifade edilebilir

$$BİST_t = f(TÜFE_t) \quad (5)$$

$$BİST_t = f(TEFE_t) \quad (6)$$

Hisse senedi getirisi (BİST) ile enflasyon değişkenleri olan (TÜFE) ve (TEFE) arasındaki işlevsel ilişki ARDL modeli ile aşağıdaki şekillerde ifade edilebilir.

$$\Delta BİST = \alpha_0 + \beta_1 BİST_{t-1} + \beta_2 TÜFE_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} + \Delta BİST_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta TÜFE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta BİST = \alpha_0 + \beta_1 BİST_{t-1} + \beta_2 TEFE_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} + \Delta BİST_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta TEFE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

BİST= BİST100 endeksi, TÜFE: tüketici fiyat endeksi, TEFE: toptan eşya fiyat endeksi, α : sabit terimi, k: optimal gecikme uzunluğu, Δ : fark işlemcisi, ε : hata terimini temsil etmektedir.

ARDL yaklaşımındaki ilk adım denklemi (7 ve 8) kullanarak en küçük kareyi (OLS) tahmin etmektir. İkinci adım ise denklem (5 ve 6)'de tahmin edilen gecikmeli düzey değişkenlerinin katsayılarının sıfıra eşit olmasını kısıtlayarak uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını belirlemektedir. Modelde

$H_0 =$ Değişkenler arası uzun dönem ilişkisi yoktur.

H_1 = Değişkenler arası uzun dönem ilişkisi vardır.

Wald testi ile hesaplanan F istatistiği Pesaran vd tarafından belirlenen standart özellik göstermeyen kritik sınır değerleriyle mukayese edilir. ARDL sınır testinden elde edilen test istatistiği $I(0)$ ve $I(1)$ kritik değerleriyle mukayese edildiğinde tahmin edilen F istatistiğinin değeri üst kritik değerden yani $I(1)$ 'in kritik değerinden büyük ise test edilen parametreler arasında uzun periyot eş bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılır. Aksi durumda ise test edilen parametreler arasında uzun dönemli bir ilişkisinin olmadığı temel hipotezi kabul edilir. Tahmin edilen test istatistiğinin alt ve üst kritik değerler arasında olması halinde ise parametreler arasında uzun dönem ilişkisi hakkında net bir karar verilemez. ARDL sınır testi ile uzun dönem ilişkisine dair sonuçlar elde edilirse uzun ve kısa dönem katsayıları modellenenabilir. Uzun dönem katsayısı aşağıdaki modeller kullanılarak modellenenabilir.

$$BİST = \alpha_0 + \beta_1 BİST_{t-1} + \beta_2 TÜFE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$BİST = \alpha_0 + \beta_1 BİST_{t-1} + \beta_2 TEF E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Değişkenler arası uzun dönem ilişkisi belirlendikten ve test edilen parametreler arası uzun periyot ilişkisine dair katsayılar modellendikten sonra ARDL yönteminin bir sonraki süreci olan kısa dönem ilişkisine dair katsayılar ve olasılık değerlerinin modellenmesidir. Bu doğrultuda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkileri tespit etmek için oluşturulan regresyon denklemi kalıntılarının açıklayıcı parametreler olarak dahil edildiği bir hata düzeltme modeli oluşturularak kısa dönem ilişkisine dair katsayı ve olasılık değerlerinin yanında modelin çalışıp çalışmadığını yani anlamlı olup olmadığını gösteren hata düzeltme terimi de tahmin edilir. Değişkenler arası kısa dönemli dinamik modeller aşağıdaki şekillerde ifade edilebilir.

$$\Delta BİST = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta BİST_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta TÜFE_{t-i} + \delta_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta BİST = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta BİST_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta TEF E_{t-i} + \delta_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Burada ε_{t-1} :: bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimi, δ ise denklemden düzeltme hızını ölçme katsayısını temsil etmektedir.

Hata düzeltme terimi modelin kısa dönem katsayılarını verir. Eğer hata düzeltme modeli çalışmıyorsa kurulan model anlamsızdır. Modelin çalışması için hata düzeltme modelinin katsayısı 1'den küçük, işareti (-) ve olasılık değeri anlamlı olmalıdır. Hata düzeltme katsayısı eş bütünleşik değişkenler arasında uzun dönemde bir sapma olduğunda bu değişkenlerin tekrar birbirine yaklaşım yaklaşmadığını gösteren bir katsayıdır (İbrahim&Agbaje,2013:152-154; Gönüllü,2020:228-229).

2.2. Araştırma Bulguları ve Tartışma

Çalışmanın bu kısmında analiz edilen değişkenlerin sırasıyla tanımlayıcı istatistikleri, korelasyon dereceleri, fiyat serisi grafikleri, birim kök, nedensellik, ARDL sınır testi ve tanısıl test sonuçları sunulmuştur.

2.2.1. BİST100, TÜFE ve TEF E Değişkenlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri Sonuçları

Tanımlayıcı istatistikler incelenen değişkenlere ilişkin serilerin normal dağılım gösterip göstermediğini belirlemek açısından önemlidir. Bu nedenle BİST100, TÜFE ve TEF E parametrelerine ait aylık fiyat serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler hesaplanmıştır.

Tablo 1. BİST100, TÜFE ve TEFE Değişkenlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	BİST100	TÜFE	TEFE
Ortalama	6.5584	5.4966	18.310
Ortanca	6.6210	5.4435	18.264
Maksimum	7.5270	6.5322	19.465
Minumum	5.4817	4.8168	17.586
Std sapma	0.4184	0.4302	0.4647
Çarpıklık	-0.2767	0.3738	0.3702
Basıklık	2.6980	2.1367	2.1426
Jarque Berra	3.1796	10.435	10.268
Olasılık	0.2039	0.0054	0.0058
Gözlem	192	192	192

Tablo 1, getiri serileri için özet istatistikleri raporlamaktadır. Jarque Berra istatistiği olasılık değerlerinin TÜFE ve TEFE değişkenleri için 0.05'ten küçük çıkması fiyat serilerinin normal dağılmadığı, BİST100 için ise 0.05'ten büyük olması serilerin normal dağılım gösterdiği şeklinde yorumlanabilir. Fiyat serilerinin normal dağılımı için önemli katsayılar olan eğiklik, basıklık ve Jarque Berra istatistiği olasılık değerlerinin TÜFE ve TEFE değişkenleri için normal değerlerin altında çıkması fiyat serilerinin normal dağılım göstermediğini göstermektedir. Eğikliğin BİST100 için (-0.27) değeri ile sola, TÜFE ve TEFE için (0.37) değerleri ile sağa doğru olduğu görülmektedir. TÜFE ve TEFE serileri pozitif çarpıklığa sahiptir ve bu da dağılımın uzun bir sağ kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan hisse senedi getiri serileri negatif çarpıklığa sahiptir ve bu da dağılımların uzun bir sol kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca BİST100 için çarpıklık katsayısının negatif (-) çıkması zararın kardan daha çok diğer bir ifade ile negatif getirilerin pozitif getirilerden daha fazla olduğu şeklinde yorumlanabilir.

2.2.2. BİST100 ile TÜFE ve TEFE Arasındaki Korelasyon

Araştırmanın amacı ve içeriği açısından önem arz eden BİST100, TÜFE ve TEFE arasındaki ilişki derecesini tespit etmek amacıyla ilgili değişkenlerin aylık logaritmik fiyatları kullanılarak korelasyon matrisi düzenlenmiştir.

Tablo 2. BİST100, TÜFE ve TEFE Arasındaki Korelasyon Matrisi Sonuçları

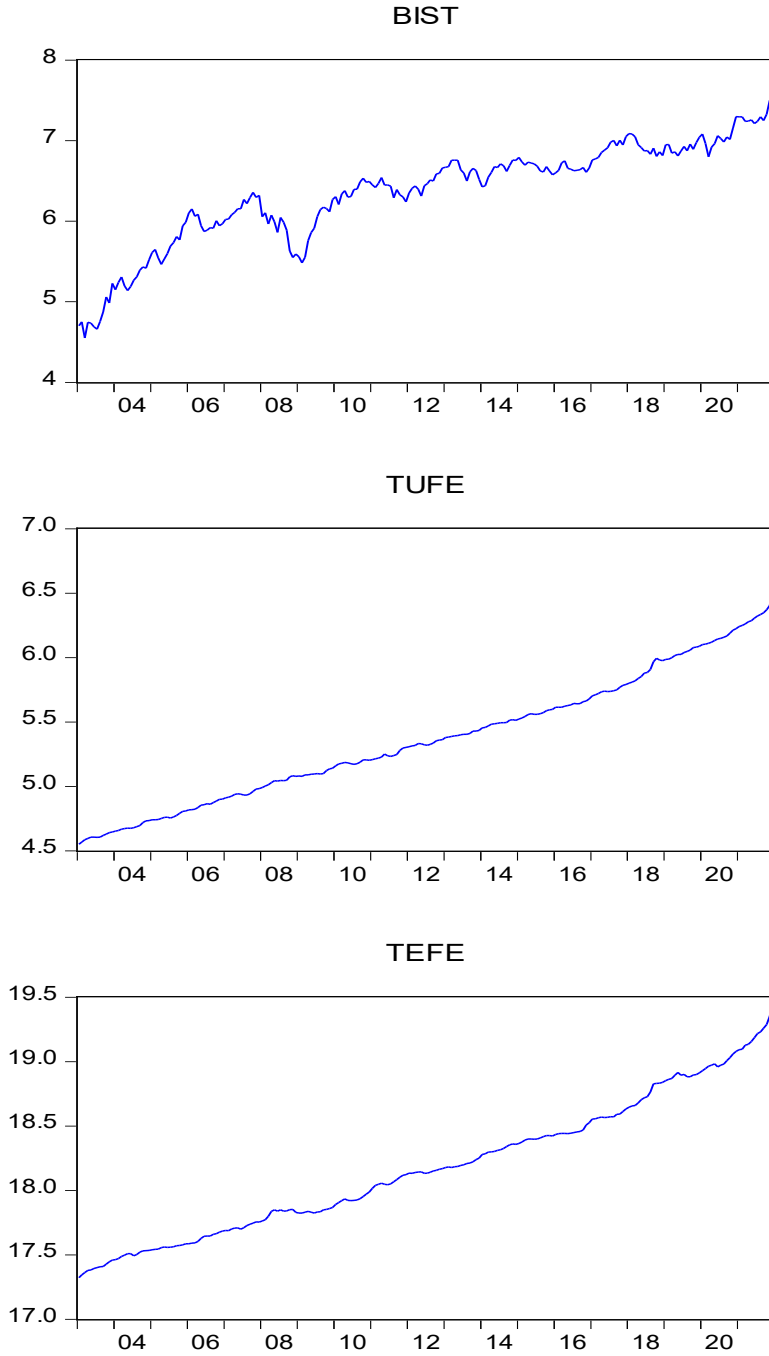
Değişkenler	BİST	TÜFE	TEFE
BİST	1		
TÜFE	0.90722568	1	
TEFE	0.91103451	0.99862524	1

Tablo 2'te korelasyon matrisi incelendiğinde BİST100 ile TÜFE ve TEFE değişkenleri arasında sırasıyla 0.90 ve 0.91 değerleriyle yüksek korelasyonun olması BİST100 endeksinin bu değişkenlerle ilişkisinin güçlü olduğunu göstermektedir.

2.2.3. BİST100, TÜFE ve TEFE Değişkenlerinin Fiyat Serisi Grafikleri

Piyasa dalgalanması, aşağı veya yukarı doğru fiyat değişimlerinin sıklığı ve büyüklüğüdür. Fiyat değişimleri ne kadar büyük ve sık gerçekleşirse piyasanın o kadar değişken olduğu kabul

edilmektedir. BİST100, TÜFE ve TEFE değişkenlerine ait aylık fiyat değişimlerinin eğilimleri grafiklerle incelendiğinde değişkenlere ait serilerin durağan olmadıkları söylenebilir.



Şekil 1. BİST100, TÜFE ve TEFE Değişkenlerinin Fiyat Serisi Grafikleri

Şekil 1’de Fiyat grafikleri incelendiğinde BİST100 fiyat serilerinde 2008, 2013, 2016 ve Covid19 dönemlerinde aşağı doğru kırılmalar olmasına rağmen uzun dönemde artış gösteren bir trend eğilimi gösterdiği görülmektedir. TÜFE ve TEFE fiyat serilerinin ise sürekli artış gösteren bir trend eğilimi gösterdiği görülmektedir.

2.3. Birim Kök Testi Sonuçları

Analiz kapsamında incelenen BİST100, TÜFE ve TEFE değişkenlerine ait fiyat serilerinin durağanlığı diğer bir ifade ile birim kökleri ADF ve PP birim kök testleri ile araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan

H_0 = seride birim kök vardır, H_1 = seride birim kök yoktur biçiminde kurulan hipotezlerin geçerliliği hem seviye değerleri hem de birinci farkları alınarak yapılan birim kök testleriyle araştırılmıştır.

Tablo 3: Genişletilmiş Dickey&Fuller Testi Sonuçları

	Seviye			
	Sabitli		Sabit&Trendli	
	t istatistiği	Olasılık	t istatistiği	Olasılık
BİST100	-0.4122	0.9033	-3.092	0.1218
TÜFE	2.9794	1.0000	3.0891	1.0000
TEFE	2.8981	1.0000	2.3887	1.0000
1.FARK				
BİST100	-13.7793	0.0000	-13.8062	0.0000
TÜFE	-5.5333	0.0000	-6.0974	0.0000
TEFE	-5.7383	0.0000	-6,2887	0.0000

Tablo 4: Phillips&Perron Testi Sonuçları

	Seviye			
	Sabitli		Sabitli&Trendli	
	t ist	Olasılık	t ist	Olasılık
BİST100	-0.4178	0.9024	-3.1913	0.0893
TÜFE	3.6422	1.0000	2.9902	1.0000
TEFE	3.2933	1.0000	2.6816	1.0000
1.FARK				
BİST100	-13.7799	0.0000	-13.8061	0.0000
TÜFE	-5.3501	0.0000	-5.7662	0.0000
TEFE	-5.7383	0.0000	-6.3071	0.0000

Tablo 3 ve 4 incelendiğinde analiz kapsamında incelenen değişkenlere ait serilerin düzey değerleri ile birim kök içerdikleri ve rastgele yürüyüş hipotezine göre hareket ettikleri görülmektedir. Fiyat serilerinin birincil farkları alındığında değişkenlerin %1 önem seviyesinde durağanlaştıkları ve birim kök içermedikleri saptanmıştır.

2.4. Toda Yamamoto Testi Sonuçları

Çalışmada BİST100, TEFE ve TÜFE arasındaki nedensellik Toda Yamamoto testi ile incelenmiş ve elde edilen sonuçlar %5 önem seviyesine göre değerlendirilmiştir.

Tablo 5. Toda Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Değişkenler	dmax	k	Hipotez	Ki Kare Test İstatistiği	Ki Kare Değeri	Nedensellik
TÜFE	1	3	TÜFE→BİST100	11.9461	0.0025	VAR
			BİST100→TÜFE	4.1827	0.1235	YOK
TEFE	1	3	TEFE→BİST100	12.3509	0.0020	VAR
			BİST100→TEFE	3.9447	0.1391	YOK

Tablo 5 incelendiğinde TÜFE ve TEFE'den BİST100'e doğru %1 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik saptanırken, BİST100'den TÜFE ve TEFE'ye doğru %5 önem seviyesinde anlamlı bir nedensellik tespit edilememiştir. Toda Yamamoto testi sonuçlarına göre TÜFE ve TEFE gibi iki önemli enflasyon değişkeninin BİST100 endeksini anlamlı bir şekilde etkilediği fakat BİST100'ün enflasyon üzerinde herhangi bir anlamlı etkisinin olmadığı sonucuna varılabilir.

2.5. BİST ile TÜFE Arası ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen Eş bütünleşme Testi Sonuçları

BİST100 ile TÜFE arasındaki eş bütünleşme derecesi ARDL sınır testi (1,0) modeli ile modellenmeden içerisinde sabit ve hata teriminin olduğu; $BİST_T = \alpha_0 + \alpha_1 T\ddot{U}FE_t + \varepsilon_t$ şeklinde doğrusal bir denklem kurulmuştur.

Tablo 6. ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen F İstatistiği ve Kritik Değerler

Model	K	M	F İst	Önem Seviyesi	Alt Sınır	Üst Sınır
ARDL (1,0)	2	8	5.485237	%10	4.04	4.78
				%5	4.94	5.73
				%1	6.84	7.84

Not: M, Maksimum gecikme uzunluğu, K: Açıklayıcı parametre sayısını temsil etmektedir.

Tablo 6'da BİST100 ile TÜFE arasındaki uzun dönem ilişki derecesini gösteren ARDL (1,0) sınır testi ile hesaplanan F istatistiği ve kritik değerler incelendiğinde ARDL modeli ile hesaplanan F istatistiğinin Paseran vd tarafından %1 ve %5 önem düzeyi için belirlemiş oldukları üst kritik değerlerin tamamından düşük olması nedeniyle değişkenler arası uzun dönem ilişkisinin olmadığını söyleyen sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Bu sonuç BİST100 ile TÜFE endekslerinin uzun dönemde eş bütünleşik olmadığı anlamına gelmektedir.

Tablo 7. ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t-istatistiği	Olasılık
Sabit	0.0563	0.0570	0.9875	0.3244
BİST100 (-1)	-0.0636	0.0195	-3.2634	0.0013
TÜFE	0.0671	0.0247	2.7108	0.0072

Tablo 7'de değişkenlere ait uzun dönem katsayıları incelendiğinde BİST100'ün uzun dönemde kendi gecikmeli değeri ile %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı fakat negatif yönde, TÜFE ile ise pozitif bir uzun dönem ilişkisine sahip olduğu görülmektedir. Sonuçlara göre TÜFE'deki %1'lik bir değişimin BİST100'ü (0.067116) oranında pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Tablo 8. ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen Hata Düzeltme Katsayıları

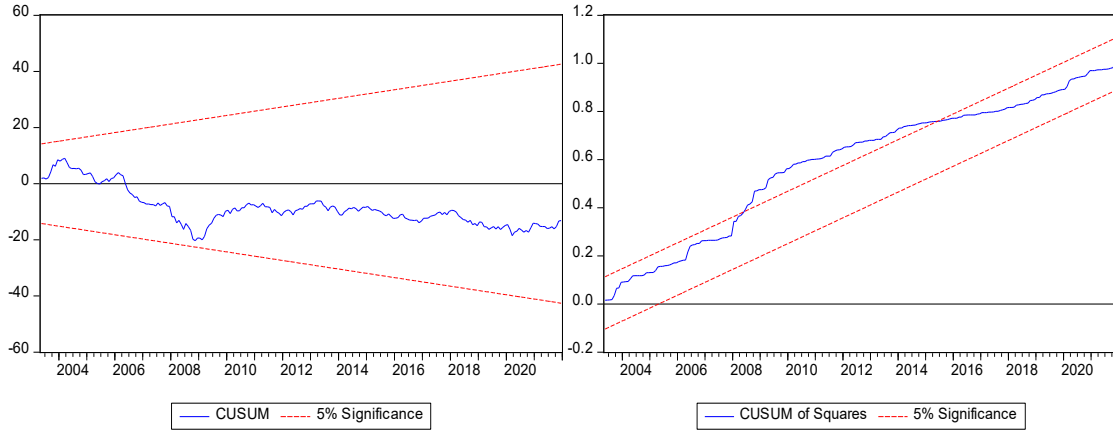
Değişkenler	Katsayı	Standart sapma	T istatistiği	Olasılık
Sabit	0.0563	0.0141	3.9676	0.0001
Hata düzeltme katsayısı	-0.0636	-0.0191	-3.3195	0.0011

Tablo 8 incelendiğinde ARDL (1,0) modelinin hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Bu durum hata düzeltme modelinin sorunsuz işlediğini, modelin anlamlı olduğunu göstermektedir. Modelde hata düzeltme teriminin (-0.063699) olması kısa dönemdeki sapmaların (-0.063699) dönem sonrası tekrar uzun dönem dengesine ulaştığını göstermektedir.

Tablo 9. ARDL (1,0) Modelinin Tanımsal Test Sonuçları

Test	Değer	Test İstatistiği	Olasılık
$R^2 \rightarrow$	0.046689	X_{BGLM}^2	0.444407 (0.6418)
Düzeltilmiş $R^2 \rightarrow$	0.042452	X_{ARCH}^2	1.688664 (0.1951)
F istatistiği (Olasılık)	11.01945 (0.001052)	$X_{Jarque Berra}^2$	13.28530 (0.001304)
Durbin Watson \rightarrow	2.043984	$X_{Ramsey Reset}^2$	2.267619 (0.1335)

Tablo 9’da ARDL (1,0) modelinin tanımsal test sonuçları sunulmuştur. Modelin bütününün anlamlılığı hakkında bilgi veren F istatistiği değerinin pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Serilerin durağanlığı hakkında bilgi veren Durbin Watson istatistiğinin 2.043984 ile 2’ye yakın bir değer olması serilerin birim kök içermeyebileceğini yani durağan olabileceklerini işaret etmektedir. R^2 ve ayarlanmış R^2 değerleri parametrelerin BİST100’deki değişimi sırasıyla % 0.046689 ve % 0.042452 oranında açıkladığını göstermektedir. Breuch-Godfrey LM serisel korelasyon, ARCH varyans ve Ramsey Reset testleri olasılık değerlerinin sırasıyla 0.6418, 0.1951 ve 0.1335 oldukları görülmektedir. Olasılık değerlerinin 0.05’ten büyük çıkması modelde değişen varyans ve otokorelasyon ve model kurma hatasının olmadığı göstermektedir. Jarque Berra normallik testinin olasılık değerinin $0.001304 < 0.05$ ’ten küçük çıkması serilerin normal bir şekilde dağılmadığını göstermektedir.



Şekil 2. CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (BİST100 ve TÜFE)

Şekil 2’de değişkenlerin istikrar şartını yerine getirip getirmediğini test etmek için yapılan CUSUM ve CUSUMSQ testlerinden elde edilen grafikler incelendiğinde BİST100 ile TÜFE arasındaki etkileşimi tespit etmek için yapılan ARDL sınır testi ile tahmin edilen parametrelere ait uzun periyot katsayılarının CUSUM grafiğinde %5 anlamlılık düzeyinde ve %95 güven aralığını gösteren kırmızı kesikli çizgilerin içinde hareket ettiği ve herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı ve parametre tahmininin istikrar koşulunu sağladığı görülmektedir. CUSUMSQ testinde kırmızı kritik çizgileri aşan eylemler değişkende ya da oynaklıkta oluşan bir istikrarsızlığı işaret etmektedir. Kırmızı kritik çizgilerin üzerinde ya da kırmızı kritik değerleri aşan kırılmalar modelde bir yapısal kırılma olarak tespit edilmektedir. Modelde CUSUMSQ testi ile tespit edilen yapısal kırılma tarihleri hem BİST100-TÜFE hem de BİST100-TEFE grafiğinde 2008Q2 ile 2015Q3 arası dönem olarak tespit edilmiştir.

2.6. BİST ile TEFE Arası ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen Eş bütünleşme Testi Sonuçları

BİST100 ile TEFE arası eş bütünleşme ilişkisi ARDL (1,0) modeli sınır testi ile hesaplanan F istatistiği değeri bağlamında incelenmiş ve %5 önem seviyesinde değerlendirilmiştir. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki Tablo 10’da gösterilmiştir.

Tablo 10. ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen F İstatistiği ve Kritik Değerler

	K	M	F İst	Önem Seviyesi	Alt Sınır	Üst Sınır
ARDL (1,0)	2	8	5.216501	%10	4.04	4.78
				%5	4.94	5.73
				%1	6.84	7.84

Not: M; maksimum gecikme uzunluğu, K açıklayıcı değişken sayısını temsil etmektedir.

Tablo 10’da BİST100 ile TEFE arası uzun dönem ilişkisi incelendiğinde değişkenler arası uzun dönem etkileşimini gösteren F istatistiği değerinin Paseran, Shin ve Smith’in %5 ve %1 önem seviyesi için belirlemiş oldukları değerlerin üst sınırlarından küçük çıkması nedeniyle (5.21<5.73 ve 7.84) BİST100 ile TEFE arasında eş bütünleşme yoktur diyen sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Bu durumda BİST100 ile TEFE’nin eşbütünleşik olmadığı sonucuna varılabilir. Dolayısıyla BİST100 ve TEFE endekslerinin birbirinin alternatifi olmadıklarını söylemek mümkündür.

Tablo 11. ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t-istatistiği	Olasılık
Sabit	-0.683181	0.309456	-2.207680	0.0283
BİST (-1)	-0.060213	0.018926	-3.181482	0.0017
TEFE	0.059280	0.022700	2.611462	0.0096

Tablo 11’de ARDL (1,0) modeli elde edilen BİST100 ile TEFE arasındaki uzun dönem ilişkisine ait katsayılar ve olasılık değerleri sunulmuştur. Değişkenlere ait uzun dönem katsayıları incelendiğinde BİST100’ün TEFE ile ise %1 anlamlılık düzeyinde uzun dönemde pozitif bir ilişkiye sahip olduğu görülmektedir. Sonuçlara göre TEFE’deki %1’lik bir değişimin BİST100’ü (0.059280) oranında pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Tablo 12. ARDL (1,0) Modeli ile Tahmin Edilen Hata Düzeltme Katsayısı

Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t-istatistiği	Olasılık
Sabit	-0.6831	0.2149	-3.1784	0.0017
Hata Düzeltme Katsayısı	-0.0602	0.0186	-3.2372	0.0014

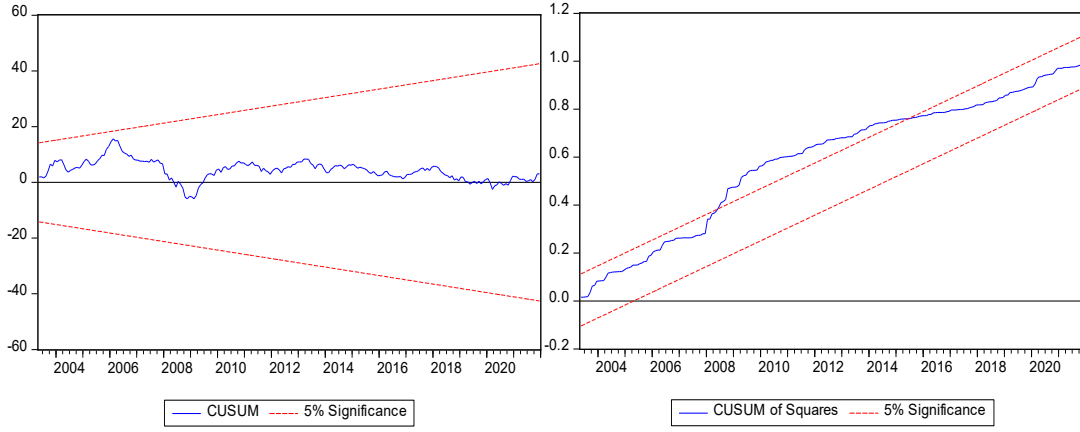
Hata düzeltme aygıtının çalışması için koşul hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmasıdır. ARDL (1,0) modeli ile modellenen hata düzeltme katsayısının koşulları sağladığı ve çalıştığı görülmektedir. Hata düzeltme terimi negatif ve anlamlı çıkması parametreler arası kısa dönemde oluşacak bir sapmanın (-0.060213) dönem sonra tekrar uzun dönem dengesine geleceği anlamına gelmektedir.

Tablo 13. ARDL (1,0) Modelinin Tanımsal Test Sonuçları

$R^2 \rightarrow$	0.044503	X^2_{BGLM}	0.452968 (0.6363)
Düzeltilmiş R^2	0.040256	X^2_{ARCH}	1.691522 (0.1947)
F istatistiği (Olasılık)	10.47958 (0.00389)	$X^2_{Jarque Berra}$	1261120 (0.0018)
Durbin Watson \rightarrow	2.044367	$X^2_{Ramsey Reset}$	2.367364 (0.1253)

Tablo 13’te ARDL (1,0) modelinin tanımsal test sonuçları görülmektedir. Modelde R^2 ve düzeltilmiş R^2 değerleri değişkenlerin BİST100’deki değişimi sırasıyla % 0.044503 ve % 0.040256 oranında açıkladığını göstermektedir. Modelin anlamlılığını gösteren F istatistiğinin pozitif ve anlamlı çıktığı görülmektedir. Serilerin durağanlığı hakkında bilgi sunan Durbin Watson istatistiğinin 2.044367 değeri ile 2’ye yakın bir değer çıkması serilerin birim kök içermeyebileceklerini işaret etmektedir. Breuch-Godfrey LM serisel korelasyon, ARCH değişen varyans ve Ramsey Reset testleri olasılık değerlerinin sırasıyla 0.6363, 0.1947 ve 0.1253 >0.05’ten büyük çıkması modelde değişen varyans, otokorelasyon ve model kurma hatasının olmadığını ifade etmektedir. Ayrıca Jarque Berra normallik testinin olasılık değerinin 0.001826<0.05’ten küçük çıkması kalıntıların normal dağılmadığını göstermektedir. Modelde seriler normal dağılım göstermezse de otokorelasyon, değişen varyans ve model kurma hatasının olmaması modelden sağlanan sonuçların güvenilir olduğu sonucuna varılabilir.

HİSSE SENEDİ GETİRİSİ VE ENFLASYON ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİ: BORSA İSTANBUL ÖRNEĞİ



Şekil 3. CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (BİST ve TEFE)

CUSUM&CUSUMSQ testleri serilerin istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadıklarını test etmek için yapılır. Grafiklerde kırmızı kesikli çizgiler %95 güven aralığını göstermektedir. Düz çizgi ise parametre tahminlerini ifade etmektedir. BİST100 ile TEFE arasındaki etkileşim derecesini belirlemek için ARDL (1,0) modeli ile tahmin edilen değişkenlere ait uzun dönem katsayılarının CUSUM grafiğinde kırmızı kritik değerlerin içinde hareket ettikleri yapısal kırılmanın olmadığı görülmektedir. Ancak CUSUMSQ grafiğinde değişkenlere ait uzun dönem katsayılarının karelerinin %95 güven aralığını gösteren kırmızı kritik çizgiler içinde hareket etmedikleri kırılğan bir yapıda oldukları ve durağan olmadıkları görülmektedir. Bu durum değişkenlere ait uzun dönem katsayılarının istikrar koşulunu sağlamadıkları modelde yapısal kırılmanın olduğunu göstermektedir. CUSUMSQ grafiğinde bu yapısal kırılma tarihlerinin 2008Q2 ile 2015Q3 arası olduğu görülmektedir.

3. Sonuç Ve Öneriler

Hisse senedi getirileri ile enflasyon gibi makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi yatırımcılar, yabancı sermaye yatırımları ve piyasa etkinliği açısından çok önemlidir. Çünkü piyasalarda işlem yapan çoğu yatırımcı hisse senedi yatırımlarını uzun vadeli yatırım olarak görmekte ve dolayısıyla uzun süre elde tutma eğilimindedir. Dolayısıyla pay fiyatları ile enflasyon arası uzun dönem etkileşimi hakkında bilgi sahibi olmak kazançlı bir yatırım için önem arz etmektedir.

Bu çalışmada BİST100 ile TÜFE ve TEFE endeksleri arasındaki uzun dönem ilişkisi ve dinamik etkileşim araştırılmıştır. Enflasyon gibi makroekonomik değişkenler işletmelerin kar oranı, gelecekteki nakit akışları, iş ve üretim faaliyetlerini etkileyerek hisse senedi fiyatını etkilemesi nedeniyle hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olabilmektedir. Bu amaçla BİST100, TÜFE ve TEFE endeksleri analiz kapsamına alınmıştır. Analiz kapsamında incelenen BİST100, TÜFE ve TEFE endekslerinin 2003 ve 2021 dönemine ilişkin aylık kapanış endeks fiyatlarının logaritmik değerleri kullanılmıştır. Araştırmada parametreler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda Yamamoto nedensellik testi ile araştırılmıştır.

BİST100 ile TÜFE ve TEFE endeksleri arasındaki uzun dönem ilişkisinin tespit edilmesinde Paseran, Shin ve Smith'in katkılarıyla daha önceki eş bütünleşme modellerindeki eksiklikleri gidermek için geliştirilen çok kullanışlı ve daha güvenilir sonuçlar veren bir eş bütünleşme yaklaşımı olan ARDL sınır testi tercih edilmiştir. Bu model ile test edilen parametrelerin bütünleşme dereceleri ve durağanlık durumları dikkate alınmaksızın zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisi araştırılabilmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait veriler TCMB veri tabanından alınmıştır. Toda Yamamoto

nedensellik testi ile TÜFE ve TEFE'den BİST100 endeksine doğru %1 önem seviyesinde tek yönlü bir nedensellik saptanmıştır.

BİST100 ile TÜFE, TEFE arasındaki eş bütünleşme derecesi ARDL (1,0) sınır testi tahmin edilmiş, elde edilen F istatistik değerlerinin Paseran vd tarafından %1 ve %5 önem düzeyi için hesaplanmış olan üst kritik değerlerin tamamından düşük çıkması nedeniyle değişkenlerin eşbütünleşik olmadıkları fakat uzun dönem katsayıları bağlamında pozitif ve anlamlı bir uzun dönem ilişkisi içinde oldukları tespit edilmiştir. Dolayısıyla uzun dönemde TÜFE ve TEFE'deki %1'lik değişimlerin BİST100'ü sırasıyla (0.067116) ve (0.059280) oranlarında pozitif yönde etkilediği saptanmıştır. Çalışmada değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinde tercih edilen ARDL modeli ve nedensellik testleri sonuçları hisse senedi fiyatları ile enflasyon arasında anlamlı ve pozitif bir uzun dönem ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Çalışmada elde edilen sonuçlar pay getirileri ile enflasyon değişkenleri arasında güçlü bir eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı fakat enflasyonun pay getirileri üzerinde uzun dönemde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum enflasyonun Borsa İstanbul'da yatırım akışını etkileyen ve BİST100'de işlem gören hisse senetlerinin getirisinde fark edilen yönü ve değişiklikleri belirleyen önemli bir makroekonomik değişken olduğu anlamına gelmektedir. Dolayısıyla bu çalışma enflasyonun hisse senedi getirileri üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu belirten Fisher hipotezinin önermesini de doğrulamaktadır.

BİST100 ile TÜFE ve TEFE değişkenleri arasındaki eş bütünleşme derecesini tahmin eden ARDL kısa ve uzun periyot ilişkilerine ilişkin tanımsal testlerden ARDL modellerinde hata terimlerinin normal dağıldığı, model kurma hatası, otokorelasyon ve değişen varyansın olmadığı, modellerle tahmin edilen hata düzeltme katsayılarının negatif ve anlamlı olduğu saptanmıştır. Dolayısıyla modellerden elde edilen sonuçların güvenilir olduğu ve modellerin sorunsuz çalıştığı söylenebilir.

Ekonomi söz konusu olduğunda enflasyon arz ve talep taraflarındaki uyumsuzluğun bir sonucudur. Diğer bir ifade ile toplam arzın toplam talepteki artışı karşılayamamasıdır. Dolayısıyla enflasyon, gerekli mal ve hizmetlerin arzının artırılmasıyla kontrol altına alınabilir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, ekonomistler, yatırım analistleri ve araştırmacılar arasında yaygın olarak kabul edilen inancı destekler nitelikte hisse senedi fiyatlarının enflasyonla ilgili değişimlere olumlu tepki verdiğini göstermektedir. Mevcut çalışma enflasyonun borsa getirileri üzerindeki etkisine açık bir şekilde ışık tutmaktadır, bu nedenle fon yöneticileri, finansal piyasa düzenleyicileri ve yatırımcılar gibi piyasa katılımcılarının beklenen enflasyon ve beklenmeyen enflasyon hakkındaki bilgilere dayanarak iyi portföy kararları almalarına yardımcı olabilir. Çalışma, borsa getirileri ile enflasyon arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu teyit etmektedir. Politika yapımcılar da ekonomideki enflasyonist eğilimleri düzenlemek amacıyla ihtiyatlı para politikaları oluşturmak için mevcut bulgulardan bir ipucu elde edebilirler.

Yazar Katkı Oranı (Author Contributions): İbrahim Halil UÇAR (%50), Erkan ALSU (%50)

Yazarın Etik Sorumlulukları (Ethical Responsibilities of Authors): Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Çıkar Çatışması (Conflicts of Interest): Çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

İntihal Denetimi (Plagiarism Checking): Bu çalışma intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir.

KAYNAKÇA

- Adam.M.H.M. (2009). "Financial Markets: The Recent Experience of a Developing Economy, Savings and Development", *No 1, January 2009*, 27-40.
- Akçalı.Y.B, Mollaahmetoglu.E&Altay.E. (2019). "Türkiye’de Faiz, Enflasyon ve Kur Şoklarının Bulaşıcılığının ARMA-EGARCH Yöntemiyle Analizi". *İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6, Ekim 2019, 29-43.
- Andrieş,A.M. (2009). The Importance of Capital Market in Economy, *CES Working Papers*, 1 (2), 69-75.
- Arwatchanakarn.P & Akhand.H.A. (2016). "Inflation and Inflation Volatility in Thailand". *Applied Economics*, Vol.48, No.30, 2792-2806.
- Bagh.T, Azad.T, Razzaq.S, Liaqat,İ&Khan.M.A. (2017). "The Impact of Exchange Rate Volatility on Stock Index: Evidence from Pakistan Stock Exchange (PSX)". *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, Vol.7, No.3, July 2017, 70–86.
- Bai.Z.(2014). "Study on the Impact of Inflation on the Stock Market in China". *International Journal of Business and Social Science Vol. 5, No. 7(1); June 2014*, 261-271.
- Baig, M.M, Aslam, W, Malik,Q&Bilal,M. (2016). "Volatility of Stock Markets (an Analysis of South Asian and G8 Countries)". *Economica Financial Institutions And Services*, Vol.11, No.6, 58-70.
- Choudhry.T. (2001). "Inflation and Rates of Return on Stocks: Evidence from High Inflation Countries". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, (11), 75–96.
- Duy,V.Q. (2016). "The Impact of Macroeconomic Factors on Stock Price Index, VN-Index, *IJSET-*". *International Journal of Innovative Science, Engineering ve Technology*, Vol. 3 Issue 7, July 2016, 69-84.
- Gkilas.K., Tsagkanos.A&Vortelinos.D.(2019). "Integration and Risk Contagion in Financial Crises: Evidence from International Stock Markets". *Journal of Business Research*, 104 November (2019), 350–365.
- Gönüllü,O. (2020). "Borsa İstanbul ile Asya Pasifik Sermaye Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme Analizi: Panel ARDL Modeli". *Turkish Studies- Social Sciences*,15(2), 221-238.
- Hondroyiannis.G&Papaterou.E. (2006). "Stock Returns and Inflation in Greece: A Markov Switching Approach". *Review of Financial Economics* 15 (2006), 76-94
- John Khumalo. (2013). "Inflation and Stock Prices Interactions in South Africa: VAR Analysis". *International Journal of Economics and Finance Studies Vol.5, No.2*,23-34.
- Ibrahim,T.M&Agbaje,O.M. (2013). "The Relationship Between Stock Return and Inflation in Nigeria". *European Scientific Journal February 2013*, Vol.9, Issue.4,146-157.
- Isnandari,M.L&Chalid,D.A. (2017). "Stock Returns and Inflation: Evidence from Emerging Markets in Asia". *Indonesian Capital Market Review (9)*, 53-61.
- Ilorember.T.P, Sokpo,J.T&Terzungwe,U. (2017). "Inflation and Stock Market Returns Volatility: Evidence from the Nigerian Stock Exchange 1995Q1-2016Q4: An E-GARCH Approach". *International Journal of Econometrics and Financial Management*, Vol. 5, Issue. 2, 69-76

- Keun Yeong Lee (2008). "Causal Relationships Between Stock Returns and Inflation". *Applied Ekonomice Letters*, Vol.15, Issue.2, 125–129.
- Kim.S& Francis.I. (2005). "The Relationship Between Stock Returns and Inflation: New Evidence From Wavelet Analysis". *Journal of Empirical Finance* Vol.12, Issue.3, 435-444
- Özkan.N. (2015). "Türkiye’de Enflasyon, Hisse Senedi Getirileri ve Reel İktisadi Faaliyetler Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi". *Bankacılar Dergisi*, Sayı.94, Cilt.26, 81-94.
- Rehan.R, Zehrab.I, Chhaprac.I.U&Pooja.M. (2019). "The Relationship Between Exchange Rate and Stock Prices in South Asian Countries". *International Journal of Innovation, Creativity and Change*. Volume 6, Issue 9, 113-135.
- Sathyanarayana. S&Gargesa. S. (2018). "An Analytical Study of the Effect of Inflation on Stock Market Returns". *IRA-International Journal of Management & Social Sciences*, Vol.13, Issue. 02 November,2018, 48-64.
- Spyros.I. (2001). "Stock Returns And Inflation: Evidence From An Emerging Market". *Applied Economics Letters*, Vol.8, 447-450.
- Uçan.O, Güzel.F&Melek.M. (2017). "Makroekonomik Göstergelerin Borsa Endeksi Üzerine Etkisi: Panel Veri Analizi ile Borsa İstanbul’da Bir Uygulama". *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi Haziran 2017; 19(2)*, 509-523.

İnternet

1. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/EN/TCMB+EN/Main+Menu/Core+Functions/Monetary+Policy/PRICE+STABILITY+AND+INFLATION/Reasons+for+Inflation> (Erişim Tarihi:20.04.2023)
2. <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm> (Erişim Tarihi: 26.04.2023)

EXTENDED ABSTRACT

The long-run relationship between stock returns and macroeconomic variables such as inflation is very important for investors, foreign capital investments and market efficiency. This is because most investors who trade in the markets consider stock investments as long-term investments and therefore tend to hold them for a long time. Therefore, having information about the long-run interaction between stock prices and inflation is important for a profitable investment.

This study investigated the long-run relationship and dynamic interaction between BIST100 and CPI and WPI indices. Macroeconomic variables such as inflation can have an impact on stock markets as they affect the profit rate, future cash flows, business and production activities of enterprises and affect the stock price. For this purpose, BIST100, CPI and WPI indices were included in the scope of the analysis. The logarithmic values of the monthly closing index prices of the BIST100, CPI and WPI indices for the period between 2003 and 2021 were used in the analysis. In the study, the causality relationship between the parameters was investigated by Toda Yamamoto causality test.

In determining the long-run relationship between BIST100 and CPI and WPI indices, ARDL bounds test was preferred which is a very useful and more reliable co-integration approach developed by Paseran, Shin and Smith to overcome the deficiencies in previous co-integration models. With this model, the long-run relationship between time series can be investigated regardless of the degree of integration and stationarity of the parameters tested. The data on the variables used in the study are taken from the CBRT database. The Toda Yamamoto causality test revealed a unidirectional causality from CPI and WPI to BIST100 index at 1% significance level.

The degree of cointegration between BIST100 and CPI, WPI was estimated using the ARDL (1,0) bounds test, and since the F statistic values obtained were lower than the upper critical values calculated by Paseran et al. for 1% and 5% significance levels, it was determined that the variables were not cointegrated but had a positive and significant long-run relationship in terms of long-run coefficients. In the long run, 1% changes in CPI and WPI positively affect BIST100 by (0.067116) and (0.059280), respectively. The results of the ARDL model and causality tests, which are preferred in determining the cointegration relationship between the variables in the study, show that there is a significant and positive long-run relationship between stock prices and inflation.

The results of the study show that there is no strong cointegration relationship between equity returns and inflation variables, but inflation has a significant and positive effect on equity returns in the long run. This implies that inflation is an important macroeconomic variable that affects investment flows in Borsa Istanbul and determines the direction and changes in the returns of stocks traded in BIST100. Therefore, this study also confirms the premise of the Fisher hypothesis, which states that inflation has a positive effect on stock returns

In the ARDL models that estimate the degree of co-integration between BIST100 and CPI and WPI variables, it is found that the error terms in the ARDL models are normally distributed, there was no model fitting error, autocorrelation and changing variance, and the error correction coefficients estimated by the models were negative and significant. Therefore, it can be said that the results obtained from the models are reliable and the models run smoothly.

When it comes to the economy, inflation is the result of a mismatch between the supply and demand sides. In other words, it is the inability of aggregate supply to meet the increase in aggregate

demand. Therefore, inflation can be controlled by increasing the supply of necessary goods and services. The results of the study support the widely accepted belief among economists, investment analysts and researchers that stock prices respond positively to changes in inflation. The current study clearly sheds light on the impact of inflation on stock market returns, so it can help market participants such as fund managers, financial market regulators and investors to make good portfolio decisions based on information about expected inflation and unexpected inflation. The study confirms that there is an inverse relationship between stock market returns and inflation. Policy makers can also take a cue from the present findings to formulate prudent monetary policies to regulate inflationary trends in the economy.