

## Türkiye’de Kamu Harcamaları Hisse Senedi Piyasasını Etkiler Mi?

Onur ŞEYRANLIOĞLU<sup>1</sup>

### Özet

Bu araştırmanın amacı, Türkiye’de Ocak 2006-Ocak 2024 dönemi aylık veriler kullanılarak maliye politikası araçlarından biri olan kamu harcamalarının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisini incelemektir. Araştırmada kamu harcamalarını temsilen genel bütçe faiz dışı harcamalar; hisse senedi piyasasını temsilen ise Borsa İstanbul (BİST)-100 Getiri Endeksi kullanılmıştır. Kontrol değişkenleri olarak ekonomik büyüme, faiz oranı, M3 para arzı ve enflasyon değişkenleri dâhil edilmiştir. Araştırmada, değişkenlerin durağanlık özellikleri Phillips-Perron (1988), Kwiatkowski vd. (1992) (KPSS), Lee-Strazicich (2003) ve Fourier Kruse (2019) birim kök testleriyle belirlenmiştir. Kurulan modelde uzun ve kısa dönemli ilişkiler ARDL sınır testi yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Araştırma sonuçlarına göre, uzun dönemde kamu harcamalarındaki artışların borsa getiri endeksi üzerinde pozitif bir etki yarattığı tespit edilmiştir. Türkiye’de kamu harcamalarındaki bu artışların hisse senedi piyasasına yansımaları, Keynesyen iktisat görüşünün ampirik bir kanıtı olarak değerlendirilmektedir. Ayrıca, kısa dönemde kamu harcamalarının gecikmeli değerlerinin hisse senedi piyasasını istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif etkilediği bulunmuştur. Kamu harcamalarının gecikmeli değerlerinin hisse senedi piyasasındaki değişimleri açıklayabilmesi, BİST-100 Getiri Endeksi’nin maliye politikaları açısından Fama’nın (1970) Etkin Piyasa Hipotezi bağlamında bilgi etkin olmadığını ortaya koymaktadır.

**Anahtar kelimeler:** Maliye Politikası, Kamu Harcaması, Hisse Senedi Piyasası, ARDL Sınır Testi, Keynesyen İktisat, Etkin Piyasa Hipotezi

**Jel Kodu:** C32, E44, E62

## Do Public Expenditures Affect the Stock Market in Türkiye?

### Abstract

The aim of this study is to analyze the impact of public expenditures, one of the fiscal policy instruments, on the stock market in Türkiye using monthly data for the period January 2006-January 2024. In the study, general budget primary expenditures are used to represent public expenditures and Borsa Istanbul (BIST)-100 Return Index is used to represent the stock market. Economic growth, interest rate, M3 money supply and inflation variables are included as control variables. In the study, the stationarity properties of the variables are determined by Phillips-Perron (1988), Kwiatkowski et al. (1992) (KPSS), Lee-Strazicich (2003) and Fourier Kruse (2019) unit root tests. In the established model, long and short-run relationships are analyzed with the ARDL bounds test approach. According to the results of the study, increases in public expenditures have a positive effect on the stock market return index in the long run. The reflection of these increases in public expenditures on the stock market in Türkiye is considered as an empirical evidence of the Keynesian economic view. Moreover, lagged values of public expenditures have a statistically significant and negative effect on the stock market in the short run. The fact that the lagged values of public expenditures can explain the changes in the stock market reveals that the BIST-100 Return Index is not informationally efficient in terms of fiscal policies in the context of Fama’s (1970) Efficient Market Hypothesis.

**Keywords:** Fiscal Policy, Public Expenditure, Stock Market, ARDL Boundary Test, Keynesian Economics, Efficient Market Hypothesis

**Jel Codes:** C32, E44, E62

**ATIF ÖNERİSİ (APA):** Şeyranlıoğlu, O. (2025). Türkiye’de kamu harcamaları hisse senedi piyasasını etkiler mi? *İzmir İktisat Dergisi*. 40(1). 223-247. Doi: 10.24988/ije.1473891

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Merkez / Giresun, Türkiye  
**EMAIL:** onurseyranlıoğlu@gmail.com **ORCID:** 0000-0002-1105-4034

## 1. GİRİŞ

Hisse senedi piyasaları, ÷lke ekonomilerinin finansal performansını ölçmek için bir barometre görevi görmektedir. Yatırım fırsatları sunan bu piyasalar, bir ekonomide gerekli büyümeyi tetiklemede hayati bir rol oynamaktadır (Osifo ve Abusomwan, 2023: 155). Hisse senedi piyasaları, sermaye oluşturma, tasarrufları harekete geçirme ve yatırım fırsatları sunma gibi önemli işlevleri yerine getirir. Bu piyasalar, şirketleri ve yatırımcıları bir araya getirirken, aynı zamanda portföy çeşitlendirmesi yoluyla yatırım riskini azaltma imkânı da sağlamaktadır (Urhoghide ve Ndubuisi, 2014: 34; Perveen ve Rahman, 2018: 2). Finans teorisi, hisse senetlerinin değerini şirketlerin gelecekte yaratacakları kazançlarına bağlamaktadır. Dolayısıyla, bir ÷lkenin makroekonomik politikalarının gelecekteki ekonomik faaliyet seviyesi üzerindeki etkileri, hisse senedi fiyatlarını etkileyebileceğinden, makroekonomik politikalar ile hisse senedi fiyatları arasında güçlü bir ilişki olması beklenmektedir (Çıtak, 2003: 130). Küreselleşmenin etkisiyle hisse senedi piyasalarına yönelik araştırmalar, son otuz yıldır kapsamlı teorik ve deneysel incelemelerin konusu olmaya devam etmektedir. Bu çerçevede, birçok araştırma makroekonomik etkileri analiz etmeye odaklanırken, parasal göstergeler (faiz oranı, para arzı vb.), üretim göstergeleri (Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH), sanayi üretimi, iç ve dış ticaret dengesi vb.) ve maliye politikası göstergeleri (bütçe dengesi, kamu harcamaları, vergiler, borçlanma politikası vb.) ile hisse senedi piyasası arasındaki deneysel bağlantılar incelenmektedir. Finansal piyasaların ve finansal aktörlerin, ÷lkelerin mali politika tercihlerinden etkilenmesi nedeniyle, maliye politikalarının hisse senedi piyasalarına etkisini ele alan geniş bir literatür söz konusudur (Plosser, 1982; Darrat, 1988; Jansen vd., 2008; Laopodis, 2009; Ardagna, 2009; Afonso ve Sousa, 2011; Chatziantoniou vd., 2013; Mbanga ve Darrat, 2016; Mumtaz ve Theodoridis, 2020; André vd., 2023).

Maliye politikası, vergilendirme, borçlanma ve harcamalardaki değişiklikler aracılığıyla merkezi yönetimin ekonomiyi etkilemek için kullandığı önemli bir araçtır. Maliye politikasına dayanarak, hükümet, toplam talep, harcanabilir gelir ve ekonomik aktivite gibi makroekonomik değişkenleri kontrol edebilmektedir (Göndör ve Bresfelean, 2011: 458). Kamu harcamaları, devletin, kamusal yarar ve ihtiyaçlar çerçevesinde belirlenen yöntemlere göre yaptığı harcamalardır (Gürsoy, 1975: 60). İktisat kuramları çerçevesinde, devletin ekonomideki ağırlığı ve rolü ile kamu harcamalarının büyüklüğünün uzun vadeli ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, farklı iktisadi görüşler tarafından tartışılmaktadır (Aytaç ve Güran, 2010: 13; Atgür, 2020: 897). Kamu harcamalarının ekonomik büyüme ile ilişkisi farklı iktisat okulları tarafından açıklanmış; devletin ekonomideki rolü ise Klasik ve Keynesyen iktisatçılar tarafından farklı şekillerde ele alınmıştır. Klasikçiler, devlet müdahalesine karşı çıkmış, Keynesyen görüş ise tam tersini savunmuştur. Keynesyen görüş, kamu harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeyi desteklediğini savunurken; Wagner Kanunu, kamu harcamalarının ekonomik büyümedeki değişimlere olumlu tepki verdiğini, bir başka deyişle, ekonomik büyümenin artmasının kamu harcamalarını artırdığını öne sürmektedir (Wahab, 2004: 2126; Cergibozan vd., 2017: 76). Keynesyen görüş, kamu harcamalarını ekonomideki kısa vadeli sorunları çözmek için kullanılan dışsal bir faktör olarak ele alırken; Wagner ise kamu harcamalarını içsel bir faktör olarak değerlendirmiştir (Arisoy, 2005: 64). Keynesyen iktisat teorisyenleri, kamu harcamalarının özel girişimciler tarafından sağlanamayan bazı hizmetlerin ve kamusal malların üretimine yönelik olması nedeniyle pozitif dışsallıklar yaratarak ekonomik büyümeyi destekleyeceğini savunmaktadır (Şit ve Karadağ, 2018: 34). Kamu yatırımlarının, özel sektörle rekabet eden sektörlerde yoğunlaşması durumunda, aynı sektöre yatırım yapan özel sektör yatırımlarında bir dışlama (crowding-out) etkisinin oluştuđu ve bu yatırımların azaldığı gör÷lmüştür. Buna karşılık, kamu harcamalarının tamamlayıcı sektörler aracılığıyla ekonomiyi desteklemesi hâlinde, özel sektörün maliyetlerini düşürerek kârlılığını artırabildiğı savunulmaktadır. Özel sektör yatırımlarını olumlu etkileyen bu kamu harcamalarının yarattığı

duruma ise çekme (crowding-in) etkisi denilmektedir (Sancar, 2012: 4; Gövdeli, 2019: 996). Kamu harcamaları ile ekonomik aktivite arasındaki ilişki, hisse senedi piyasasının maliye politikalarına verdiği tepkilerin teorik temelini oluşturmaktadır. Maliye politikasının ekonomik faaliyet düzeyi üzerindeki etkisi nedeniyle, hisse senedi piyasası da bu durumlardan etkilenmektedir (Foresti ve Napolitano, 2017: 2).

Maliye politikasının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi, Keynesyen iktisat, Klasik iktisat ve Ricardocu (Denklik Hipotezi) teorik bakış açılarına göre sırasıyla olumlu, olumsuz ve önemsiz olabilmektedir (Chatziantoniou vd., 2013: 756). Keynesyen görüş, ekonomideki bir daralmayı dengelemek ve makroekonomik hedeflere ulaşmak amacıyla toplam talep düzeyini etkilemek için hükümet harcamalarının ve gelirlerinin kullanılmasıyla ilgilenmektedir. Kamu harcamalarındaki artışın, harcanabilir gelir seviyesinde bir artışa yol açtığını, bu durumun da bireylerin sermaye piyasasına yatırım yapmak için daha fazla fırsat yarattığını ve hisse senetlerine olan talebi artırdığını öne sürmektedir. Ayrıca, artan mali tedbirlerin daha yüksek tüketici güveni ve tüketim seviyelerini teşvik ettiğini ve bu durumun şirketlerin satış ve kazançlarına artış olarak yansıdığı kabul edilmektedir. Sonuç olarak, bu görüş, kamu harcamalarındaki artışların hisse senetlerinin fiyatlarının yükselmesine neden olduğunu savunmaktadır (Chen, 2021: 781). Klasik iktisatçılar ise maliye politikasının ödünç verilebilir fonlar piyasasında ve ekonominin üretken sektörlerinde dışlama etkisine odaklanmışlardır (Chatziantoniou vd., 2013: 754). Maliye politikasındaki genişlemenin ekonomide dışlama etkisi yarattığını, kamunun yüksek fon talebi nedeniyle piyasa faizlerinin yükseldiğini ve borç verilebilir fonların özel sektör için pahalı hale geldiğini savunmaktadırlar. Bu durum, ekonomik faaliyetleri ve dolayısıyla hisse senedi fiyatlarını olumsuz etkileyebilmektedir (Bhatti vd., 2015: 451). Ricardocu Denklik Hipotezi, kamu harcamaları sonucu ortaya çıkan bütçe açıklarının finansmanında vergilendirme veya borçlanma yolunun seçiminin özel kesimin harcamaları üzerinde bir etki yaratmayacağını ve tüketim, tasarruf, yatırım, faiz oranları ve cari işlemler hesabının bu durumdan etkilenmeyeceğini ileri sürmektedir (Ağır ve Zabun, 2015: 7). Ricardocu görüş, herhangi bir kamu borçlanmasının rasyonel hane halklarının özel tasarruflarıyla dengeleneceğini, bu politikanın toplam talep üzerinde hiçbir etkisinin olmayacağını ve dolayısıyla maliye politikasının hisse senedi fiyatlarına etkisinin önemsiz olacağını ortaya koymaktadır (Chatziantoniou vd., 2013: 756; Bhatti vd., 2015: 451).

Maliye politikası ile hisse senedi piyasası ilişkisi, Etkin Piyasa Hipotezi çerçevesinden de ele alınabilir. Eugene Fama'nın 1970 yılında yayımladığı "Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work" adlı makalesi, finans literatüründe önemli bir dönüm noktası olmuş ve Etkin Piyasa Hipotezi'nin temellerini atmıştır. Fama (1970), piyasaların ne derece etkin olduğu sorusundan hareketle, hipotezin temel varsayımını bir piyasada var olan tüm bilgilerin anında ve doğru bir şekilde fiyatlara yansımaları olarak ifade etmiştir. Bu da demektir ki hisse senedi fiyatları, mevcut tüm bilgileri tam olarak yansıtmakta ve bu nedenle yatırımcıların piyasa ortalamasının üzerinde getiri elde etmelerini zorlaştırmaktadır. Etkin bir piyasada eski bilgiler, geçmişteki hisse senedi fiyatlarına yansıdığından, hisse senedi fiyatlarındaki cari dalgalanmaları açıklayamaz. Ancak, makroekonomik politikalar açısından bilgi etkin olmayan bir piyasada, bu politikalarla ilgili eski bilgiler, hisse senedi fiyatlarındaki cari dalgalanmaları açıklayabilir ve hisse senedi fiyatları yeni bilgileri yansıtmada gecikmeler yaşayabilir. Bu çerçevede, Etkin Piyasa Hipotezi'nin daha geniş ekonomik bağlamları göz önünde bulundurulduğunda, dolaylı olarak kamu harcamaları ve ekonomik politikalarla ilişkili bazı çıkarımlar yapılabilmektedir. Etkin Piyasa Hipotezi'ne göre, piyasalar, kamu harcamaları gibi ekonomik kararları ve politikaları hızla fiyatlara yansıtmaktadır. Örneğin, hükümetin büyük bir altyapı harcaması yapacağına dair bir duyuru, bu bilgiyi alan yatırımcılar tarafından hemen değerlendirilir ve ilgili sektörlerdeki hisse senedi fiyatları buna göre ayarlanmaktadır. Bu durumda, piyasa etkinliği, kamu harcamalarının etkilerinin nasıl ve ne kadar hızlı bir şekilde piyasa fiyatlarına

yansıdığını anlamada önemlidir. Ayrıca, Fama (1970) çalışmasında bazı piyasa anomalilerinin varlığını da kabul etmektedir. Kamu harcamaları gibi hükümet müdahaleleri, bazen piyasa etkinliğini geçici olarak zayıflatabilir veya beklenmedik piyasa tepkilerine yol açabilir.

Bir ülkenin ekonomik gelişiminde hisse senedi piyasasının rolü göz önünde bulundurulduğunda, devletin maliye politikası kararlarının hisse senedi piyasası performansı üzerindeki olası etkileri akademik olarak incelenmelidir. Maliye politikalarında yapılacak ayarlamaların hisse senedi piyasası üzerinde etki yaratabileceği düşüncesinden hareketle bu çalışmada "Türkiye'de kamu harcamaları hisse senedi piyasasını etkiler mi?" sorusuna odaklanılmış ve maliye politikaları ile hisse senedi piyasası arasındaki teorik çerçeve ele alınmıştır. Daha sonra, ampirik bir analiz ile uygulama süreci yürütülmüştür. Bu bağlamda, araştırmanın amacı, Türkiye'de Ocak 2006-Ocak 2024 dönemi aylık veri seti ile maliye politikası araçlarından kamu harcamalarının hisse senedi piyasasına etkisinin incelenmesidir. Bu amaçla, çalışmada kamu harcamalarını temsilen genel bütçe faiz dışı harcamalar; hisse senedi piyasasını temsilen Borsa İstanbul (BİST) 100 Getiri Endeksi ve kontrol değişkenleri olarak ekonomik büyüme, faiz oranı, para arzı ve enflasyon göstergeleri kullanılmıştır. Çalışmada değişkenlerin durağanlık özellikleri Phillips-Perron (1988), Kwiatkowski vd. (1992) (KPSS), Lee-Strazicich (2003) ve Fourier Kruse (2019) birim kök testleri ile belirlenmiştir. Bu çerçevede, çalışmada kurulan modelde uzun ve kısa dönemli ilişkiler ARDL sınır yaklaşımı ile ele alınmıştır. Literatür incelemesinde, Türkiye'de kamu harcamaları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiye odaklanan, teorik ve ampirik olarak geniş bir bağlamda ele alan bir çalışmaya erişilememesi, bu araştırmanın temel motivasyon kaynağını oluşturmuştur.

Bu araştırmanın sonraki aşamaları şu şekilde organize edilmiştir. İkinci bölümde, ampirik literatür incelemesine yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, araştırmanın veri seti, modeli ve ekonometrik yöntemleri açıklanmış ve ardından ampirik bulguların ortaya konulduğu dördüncü bölüme geçilmiştir. Son bölümde ise araştırmanın sonuçları ve politika önerileri ortaya konulmuştur.

## 2. AMPİRİK LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde, maliye politikasının hisse senedi piyasasına etkisine ilişkin birçok çalışma bulunmaktadır. Bu bağlantıya dair ampirik görüşler, araştırmacılar arasında önemli ölçüde farklılık göstermektedir. Bu literatür incelemesinde, ülkelerin kamu harcamaları veya kamu harcamalarının hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerine odaklanılmıştır. Çeşitli ülke, ülke grubu ve bölge örneklemeleri ile yapılan çalışmalarda, kamu harcamalarının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisine yönelik negatif, pozitif ve karışık bulgular elde edilmiştir.

Kamu harcamalarındaki artışların hisse senedi piyasasını negatif yönde etkilediğini ortaya koyan çalışmalardan biri, Ardagna'nın (2009) 1960-2002 dönemini kapsayan on altı OECD ülkesini ele aldığı çalışmadır. Bu çalışmada panel veri analizi yöntemi kullanılarak, hükümet harcamalarının artırılmasının faiz oranlarında daha büyük yükselişlere ve hisse senedi piyasası fiyatlarında düşüşlere neden olduğu belirlenmiştir. Afonso ve Sousa (2011), ABD, İngiltere, Almanya ve İtalya'da hükümetin harcama şokları ile varlık piyasaları arasındaki bağlantıyı VAR (Vektör Otoregresyon) analizi ile inceledikleri çalışmalarında, hükümet harcamalarındaki değişikliklerin hisse senetlerine negatif yansıdığını tespit etmişlerdir. Aynı ülke örneklemeleri ile Afonso ve Sousa, 2012 yılında benzer konudaki çalışmalarını Bayesian Yapısal Vektör Otoregresyon (B-SVAR) yöntemi ile ele almış ve 2011 yılındaki çalışmalarına benzer bulgular elde etmişlerdir. Ogbulu vd. (2015), 1985-2012 döneminde Nijerya'da hükümetin maliye politikası önlemleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Regresyon analizi, Johansen eşbütünleşme, hata düzeltme modeli (ECM), Granger nedensellik, etki-tepki ve varyans ayrıştırma teknikleri kullanılan çalışmada, kamu harcamalarının hisse senedi fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Foresti ve Napolitano (2017), Euro Bölgesi'nin on bir üyesinde maliye politikalarının

borsa endeksleri üzerindeki etkilerini arařtırmak için 1999-2012 dönemi verileriyle panel veri analizi yöntemi kullanmışlardır. Bulgulara göre, kamu açığındaki bir artışın borsa endekslerini düşürdüğü tespit edilmiştir. Hu vd. (2018), Çin'de para ve maliye politikası şoklarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini ele alan arařtırmalarında, 1996-2015 dönemi üç aylık veriler kullanarak GSYİH, para arzı, faiz oranı, tüketici fiyat endeksi, toplam kamu harcamaları ve hisse senedi getiri endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yapısal VAR analiz bulgularına göre, toplam kamu harcamalarının borsa performansı ile anlamlı ve negatif ilişkilere sahip olduğu görülmüştür.

Kamu harcamalarındaki artışların hisse senedi piyasasında yükseliş meydana getireceğini ortaya koyan ampirik arařtırma örneklerinden biri olan Al-Shiab (2008), Ürdün'ün para ve maliye politikalarının Amman hisse senedi borsası üzerindeki etkisini 1978-2004 dönemi verilerine dayanarak VAR analizi ile incelemiştir. Arařtırmada, para politikasını para arzı, maliye politikasını ise kamu harcamaları temsil etmiştir. Bulgular, her iki politika türünün piyasa kapitalizasyonunu olumlu etkilediğini, ancak piyasa kapitalizasyonunun para arzından hükümet harcamalarına kıyasla daha fazla etkilendiğini göstermiştir. Khan vd. (2014), 2007-2009 dönemi için aylık bir veri seti kullanarak Pakistan'da maliye ve para politikaları ile enflasyonun borsa performansı üzerindeki etkisini Pearson korelasyonu ve regresyon analiz teknikleriyle incelemişlerdir. Bulgular, faiz oranının ve hükümet gelirlerinin borsa endeksiyle önemli ölçüde negatif bir ilişkisi olduğunu, enflasyon ve hükümet harcamalarının ise borsa endeksiyle pozitif bir ilişkiye sahip olduğunu göstermiştir. Namini ve Nasab (2015), para ve maliye politikalarının İran'ın borsa performansı üzerindeki etkilerini 1991-2010 dönemi verileri ile yapısal VAR analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Bu amaçla GSYİH, petrol gelirleri, enflasyon, hükümet harcamaları, para arzı ve İran borsa endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Analiz bulguları, para ve maliye politikalarının hisse senedi fiyat endeksindeki değişiklikler üzerinde pozitif ancak küçük bir etkiye sahip olduğunu ve her iki politikanın da doğrudan veya dolaylı olarak hisse senedi piyasasını etkilediğini göstermiştir. Perveen ve Rahman (2018), 1981-2016 dönemi için maliye ve para politikalarının Pakistan borsa performansı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Arařtırmada regresyon analizi, Johansen eşbütünleşme testi, ECM ve Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bulgular, her iki politika ile borsa performansı arasında uzun dönemli bir ilişkiye işaret etmektedir. Ayrıca, uzun dönemde borsa kapitalizasyonu üzerinde hükümet harcamalarının, bütçe açığının ve para arzının anlamlı pozitif, vergi geliri ve faiz oranının ise anlamlı negatif etkisi olduğu tespit edilmiştir. Chen vd. (2020), ABD'nin kamu sektörü Ar-Ge harcamalarının hisse senedi getirilerini nasıl etkilediğini inceledikleri arařtırmada, kamu Ar-Ge harcamalarının daha fazla olduğu eyaletlerde bulunan şirketlerin daha yüksek anormal hisse senedi getirileri elde ettiğini göstermiştir. Mensah vd. (2022), 2005-2018 dönemi için altı Sahra Altı Afrika ülkesinde kamu sektörü yönetiminin borsa gelişimi üzerindeki etkisini inceledikleri arařtırmada panel veri analizi kullanmışlardır. Arařtırma bulguları, kaliteli kamu harcamalarının bölgedeki borsa performansını artırdığını ortaya koymuştur.

Literatürde yer alan bazı ampirik arařtırmalarda farklı bulgu sonuçları da söz konusudur. Bu arařtırma örneklerinden Tavares ve Valkanov (2001), ABD'de vergilerin ve hükümet harcamalarının hisse senetleri, devlet tahvilleri ve kurumsal tahvillerin üç aylık piyasa getirileri üzerindeki etkisini 1960-2000 dönemi verileriyle ele almışlardır. Bulgular, maliye politikası şoklarının beklenmedik hisse senedi getirilerindeki değişkenliğin %3-4'ünü ve tahvil getirilerindeki değişkenliğin %8-10'unu açıkladığını göstermektedir. Bekhet ve bt Othman (2012), Malezya hisse senedi piyasasındaki maliye politikasının rolünü incelemek için 1999-2011 dönemi verileri ile Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) yöntemini kullanmışlardır. Sonuçlar, hisse senedi piyasası üzerinde hükümet harcamalarının uzun ve kısa vadeli anlamlı bir etkisi olmadığını göstermiştir. Chatziantoniou vd. (2013), Almanya, İngiltere ve ABD'nin 1991-2010 dönemi verileri ile para ve maliye politikalarının borsa endeksleri üzerindeki etkilerini yapısal VAR analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Arařtırmada

küresel ekonomik faaliyet endeksi, GSYİH, tüketici fiyat endeksi, hükümet harcamaları, M1 para arzı, faiz oranı ve bu üç ülkenin borsa endeksleri olan Almanya için DAX 30, İngiltere için FTSE All Share ve ABD için Dow Jones kullanılmıştır. Araştırma bulgularına göre, her üç borsa endeksinin de maliye ve para politikası duruşundan farklı şekillerde doğrudan ya da dolaylı olarak etkilendiği sonucuna varılmıştır. Ancak, özellikle DAX 30 ile Dow Jones'un maliye politikasından doğrudan etkilendiğine dair bir kanıt elde edilememiştir. Antwi vd. (2013), 1990-2010 dönemi verilerine dayanarak Gana'daki hisse senedi piyasasının maliye ve para politikası kararlarına yönelik etkinliğini incelemişlerdir. Araştırmada maliye politikasını hükümet harcamaları, para politikasını ise faiz oranları temsil etmektedir. Enflasyon ve piyasa getirisi ise kontrol değişkenleri olarak kullanılmıştır. Granger nedensellik bulgusuna göre, hükümet harcamalarından hisse senedi piyasasına tek yönlü nedensellik söz konusudur. Urhoghide ve Ndubuisi (2014), 1981-2012 dönemi için Nijerya'da hükümet harcama ve borçlarındaki şokların hisse senedi performansını nasıl etkilediğini incelemişlerdir. VAR, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri sonucunda, borsa değerinin mali politikaya hemen tepki vermediği ancak önemli bir zaman gecikmesiyle tepki verdiği görülmüştür. Scott ve Ovuefeyen (2014), 1981-2012 dönemi verileri ile Nijerya'da hükümet harcamalarının (cari ve sermaye harcamaları) ve hükümet borcunun (iç ve dış) Nijerya Menkul Kıymetler Borsası'ndaki işlemlerin değerini nasıl etkilediğini analiz etmişlerdir. Johansen eşbütünleşme testi ve ECM bulgularına göre, hükümetin cari harcamalarının, iç ve dış borcunun borsa değeri üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkileri istatistiksel olarak önemsizdir; ancak hükümetin sermaye harcamalarının kısa ve uzun vadede borsa değeri üzerinde önemli olumsuz etkileri olduğu tespit edilmiştir. Bhatti vd. (2015), Malezya'da para ve maliye politikasının hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Araştırmada petrol fiyatı, altın fiyatı, konut fiyatı, hükümet harcamaları, faiz oranı ve döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. ARDL sınır test bulgularına göre, kamu harcamaları ve politika faiz oranının hisse senedi getirileri üzerinde bir etkisi tespit edilememiştir. Kotlebova vd. (2020), ABD ve Almanya'da Ar-Ge için yapılan devlet harcamaları ile hisse senedi piyasaları (ve GSYİH) arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. 1985-2017 dönemi verilerinin kullanıldığı regresyon analizi bulgularında, harcamaların hisse senedi piyasası veya reel ekonomi üzerinde önemli bir etki göstermediği tespit edilmiştir. Osifo ve Abusomwan (2023), Nijerya'da 1980-2021 dönemi için eğitim, sağlık, savunma ve tarım sektörlerine yapılan hükümet harcamalarının borsa performansı üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkilerini incelemişlerdir. ARDL sınır test ve FMOLS bulgularına göre, eğitim ve tarım sektör harcamalarının uzun vadede piyasa kapitalizasyonu kanalıyla borsa performansını pozitif etkilerken, savunma harcamalarının negatif etkilediği görülmüştür. Sağlık harcamalarının etkisi pozitif olsa da bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Miyazaki vd. (2024), Japonya'nın kamu yatırımlarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini inceledikleri araştırmada, nominal faiz oranı sıfır alt sınırında olduğunda kamu yatırım şoklarının hisse senedi getirisi üzerinde güçlü ve teşvik edici etkiler yarattığını; nominal faiz oranının alt sınırının dışında olduğunda ise negatif etkinin hâkim olduğunu tespit etmişlerdir.

Türkiye örneğinde maliye politikası aracı olarak kamu harcamalarının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisine odaklanan bir araştırmaya erişilememiştir. Ancak, Türkiye örnekleme ile yapılan bazı araştırmalarda kamu harcamaları değişkeninin, diğer maliye politikası araçları ve makroekonomik göstergelerle araştırma modellerine dahil edildiği görülmüştür. Bu araştırmalardan biri olan Karagöz ve Keskin (2016), 2003Q1-2015Q2 çeyrek dönemlik bir veri seti kullanarak maliye politikasının makroekonomik göstergeler üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Araştırmada Granger nedensellik ve Bayesian VAR analizleri kullanılmıştır. Maliye politikası araçları olarak kamu gelirleri ve faiz dışı kamu harcamaları; makroekonomik değişkenler olarak ise GSYİH, enflasyon, borsa göstergesi (BİST-100), dış borç ve faiz oranı ele alınmıştır. Kamu harcamalarını ilgilendiren sonuçlara göre, faiz dışı kamu harcamalarının borsa endeksi, kamu gelirleri, faiz oranı ve GSYİH değişkenlerinin Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, etki-tepki fonksiyonlarının

incelenmesi sonucunda kamu harcamaları ve gelirlerindeki bir şokun endeks üzerinde sırasıyla pozitif ve negatif etkiye sahip olduğu görülmüştür. Bir diğer araştırma örneği Gülcemal (2021), 1995-2020 döneminde yıllık bir veri seti ile maliye ve para politikasının borsa performansına etkisini ARDL sınır ve Granger nedensellik testleri ile ele almıştır. Borsa performansının ölçümünde Borsa İstanbul'un piyasa değeri; para politikası için M2 para arzı ve faiz oranı; maliye politikası göstergeleri olarak hükümet harcamaları, bütçe açığı, vergi gelirleri ve GSYİH büyüme oranı kullanılmıştır. ARDL modelinde elde edilen katsayı bulgularına göre, vergi geliri ve GSYİH büyüme oranının borsa performansı ile negatif ilişkili olduğu; diğer yandan para arzı, kamu harcamaları ve bütçe açığının uzun dönemde borsa kapitalizasyonu ile pozitif ilişki gösterdiği tespit edilmiştir. Bu araştırmalar dışında, bütçe açıkları ve dengesi bağlamında maliye politikasının borsa performansı üzerindeki etkisini ele alan Çıtak (2003), Akkum ve Vuran (2005), Tekeli (2007), Ünal (2020) ve Güler ve Haykır (2023) gibi çalışmalar ulusal literatürde mevcuttur.

Türkiye'de kamu harcamalarının hisse senedi piyasasına etkisine odaklanan bu araştırmada, literatürdeki araştırmalardan farklılığına ilişkin bazı değerlendirmeler yapılabilir. Öncelikle, gelişmiş ve diğer gelişmekte olan ülkelerde maliye politikası aracı olarak kamu harcamaları ile hisse senedi fiyatları arasındaki bağlantının etkin bir şekilde incelenmiş olmasına rağmen, Türkiye gibi gelişmekte olan bir ekonomide ekonometrik analize dayanan çok az araştırma bulunmaktadır. Diğer taraftan, araştırma modeli kurgulanırken genellikle daha spesifik ekonomik faaliyetlere odaklanan Karagöz ve Keskin'in (2016) araştırmasında da kullanılan kamu harcamalarını temsilen genel bütçe faiz dışı harcamaları verisinin kullanılması dikkat çekmektedir. Bir diğer önemli unsur, finansal göstergeleri kapsayan araştırmalarda gözlem sayısıdır. Özellikle borsa endekslerini içeren araştırmalarda, diğer değişkenler de göz önünde bulundurularak aylık bir veri setinin kullanımının daha uygun olacağı düşünülmektedir. Son olarak, araştırmanın ilerleyişini büyük ölçüde etkileyen değişkenlerin durağanlık özellikleri belirlenirken, geleneksel, yapısal kırılmalı ve Fourier fonksiyonlarına dayalı birim kök testlerinin kullanılması söz konusudur. Bu incelemede belirtilen tüm gerekçeler, araştırmanın Türkiye'de kamu harcamalarının hisse senedi piyasasına etkisine ilişkin tartışmalara katkıda bulunabilecek bir girişim olduğunu göstermektedir.

### **3. VERİ SETİ, MODEL VE YÖNTEM**

Bu araştırmada, Türkiye'de kamu harcamalarının hisse senedi piyasasına etkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Araştırmada Ocak 2006-Ocak 2024 dönemine ait aylık bir veri seti kullanılmıştır ve her bir değişkene ait 217 gözlem sayısı mevcuttur. Kamu harcamalarının hisse senedi piyasalarına etkisini incelemek için genel bütçe harcamaları ile genel bütçe faiz dışı harcamalar arasında seçim yapılması gerekmiştir. Genel bütçe harcamaları, devletin tüm harcamalarını kapsamakta, bu da genel ekonomik aktivite üzerindeki etkileri daha geniş bir perspektiften değerlendirmeye olanak tanımaktadır. Öte yandan, genel bütçe faiz dışı harcamaları ise devletin faiz dışı harcamalarını kapsar ve genellikle daha spesifik ekonomik faaliyetlere odaklanmaktadır. Bu nedenle, kamu harcamalarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisinin odak noktası olması nedeniyle araştırmada genel bütçe faiz dışı harcama verisinin kullanılması daha doğru kabul edilmiştir. Sonuç olarak, kamu harcamalarını temsilen genel bütçe faiz dışı harcama verisi kullanılmıştır. Araştırmada, hisse senedi piyasasını temsilen Borsa İstanbul-100 Getiri Endeksi kullanılmıştır. Getiri endeksleri, fiyat endekslerinden farklı olarak, hisse senedi fiyatlarındaki değişikliklerin yanı sıra temettü ödemelerini de içermekte ve böylece uzun vadeli performans değerlendirmesi yapabilmektedir. Getiri endeksleri, yatırımcının gerçek getirisini yansıtması açısından önemlidir. Ayrıca, araştırmada kontrol değişkenleri olarak ekonomik büyüme, faiz oranı, para arzı ve üretici fiyat endeksi kullanılmıştır. Ekonomik büyüme verisi çeyreklik dönemlerde yayımlandığından, bu değişkeni temsilen aylık yayımlanan sanayi üretim endeksi verisi kullanılmıştır. Araştırmanın dönem aralığının belirlenmesinde, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (TCMB EVDS)

platformunda Genel Bütçe Faiz Dışı Harcamaları verisinin ilk yer aldığı tarih esas alınmıştır. Özellikle hisse senedi piyasalarına yönelik çalışmalarda borsa endeks verilerinin gözlem sayısı önem arz etmektedir. Bu doğrultuda, kamu harcaması veri sıklığına uygun olarak aylık borsa endeks verileri kullanılmıştır. Araştırmadaki değişkenler arasındaki ölçek farklılıklarını azaltmak amacıyla değişkenlerin seviyeleri üzerinden doğal logaritmaları alınmıştır. Ek olarak, ekonomik büyümeyi temsilen kullanılan sanayi üretim endeksi verisi takvim ve mevsim etkilerinden, kamu harcamaları verisi ise sadece mevsim etkilerinden arındırılmıştır. Araştırmada kullanılan değişkenlere ait özet bilgiler Tablo 1’de sunulmuştur.

**Tablo 1:** Değişkenlerin özet bilgileri

Değişken	Kısa Kod	Değişken Tanımı	Kaynak
BİST-100 Getiri Endeksi	BORSA	Borsa İstanbul (BİST) 100 Getiri Endeksi	TCMB EVDS
Kamu Harcamaları	KH	Genel Bütçe Faiz Dışı Harcamalar	
Ekonomik Büyüme	EB	Sanayi Üretim Endeksi (2021=100)	
Faiz Oranı	FO	Bankalarca Açılan Kredilere Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları-Ticari (Türk Lirası Cinsinden %)	
M3 Para Arzı	M3	M3 Para Arzı	
Üretici Fiyat Endeksi	ÜFE	Fiyat Endeksi (Yurt İçi Üretici Fiyatları) (2003=100)	

Araştırmada formel gösterimi (1) numaralı denklemde yer alan model Foresti ve Napolitano (2017) araştırması takip edilerek oluşturulmuştur. Foresti ve Napolitano’nun (2017) araştırma modelinde kontrol değişkenleri olarak ekonomik büyüme, faiz oranı ve para arzı değişkenleri yer almaktadır. Bu kontrol değişkenlere ek olarak, araştırma modeline Türkiye’deki enflasyonist süreci yansıtmak için Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) dahil edilmiştir.

$$BORSA_t = a_0 + a_1KH_t + a_2EB_t + a_3FO_t + a_4M3_t + a_5ÜFE_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Araştırma değişkenlerinin betimsel istatistiklerine Tablo 2’de yer verilmiştir. İlgili tablo incelendiğinde, ortalamadan sapma oranının en yüksek olduğu serinin M3 para arzı değişkeni olduğu görülmektedir. Ortalama değeri en yüksek olan değişken kamu harcamaları iken, en düşük ortalamaya sahip değişken ise faiz oranıdır. Jarque-Bera normallik testine göre, araştırmada kullanılan değişkenler %5 önem düzeyinde normal dağılım sergilememektedir.

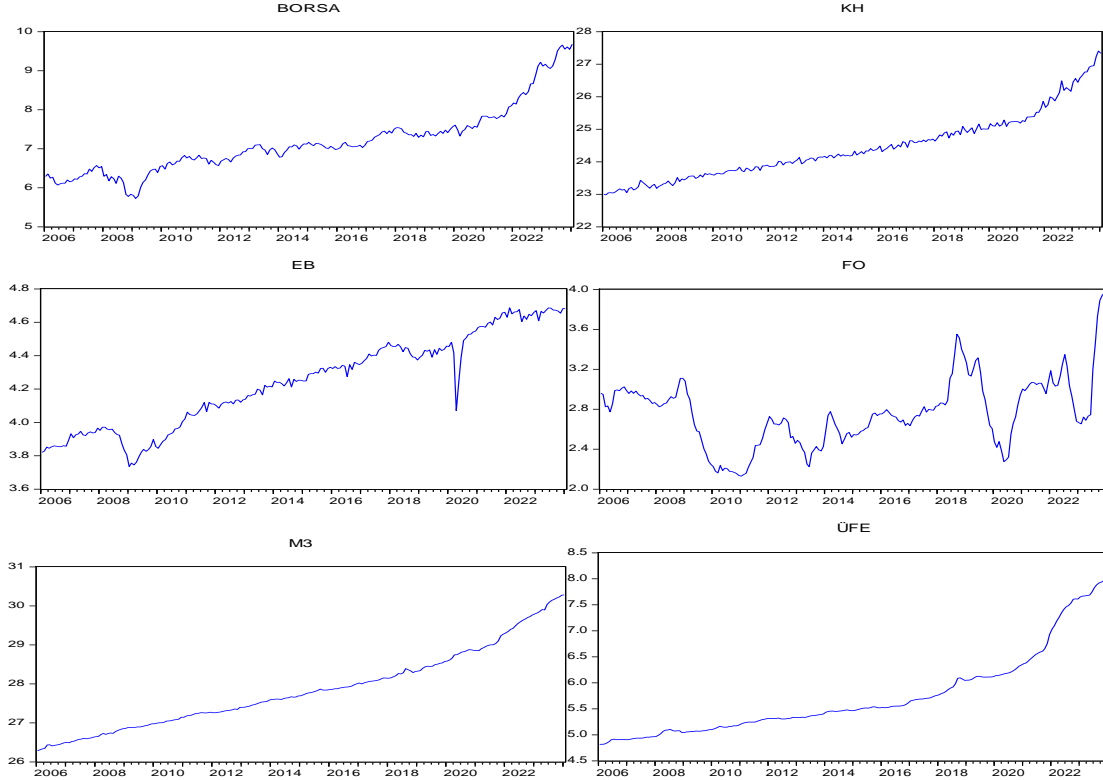
**Tablo 2:** Değişkenlerin betimsel istatistikleri

	BORSA	KH	EB	FO	M3	ÜFE
Ortalama	7.165	24.437	4.242	2.765	27.855	5.746
Medyan	7.057	24.248	4.252	2.751	27.694	5.478
Maksimum	9.678	27.924	4.687	3.983	30.282	8.018
Minimum	5.728	22.874	3.735	2.130	26.286	4.816
Standart Sapma	0.841	1.006	0.273	0.349	1.011	0.814
Çarpıklık	1.105	0.855	-0.037	0.650	0.586	1.318
Basıklık	4.236	3.382	1.820	4.244	2.560	3.884
Jarque-Bera İst. ve P Değeri	58.058 (0.000)	27.768 (0.000)	12.621 (0.001)	29.307 (0.000)	14.189 (0.000)	69.929 (0.000)



Araştırma değişkenlerinin grafikleri Şekil 1’de sunulmuştur. Grafikler incelendiğinde, ilgili dönemde kamu harcamaları (KH), para arzı (M3) ve enflasyon (ÜFE) değişkenlerinin yukarı yönlü bir artış eğiliminde hareket ettikleri görülmektedir. BİST Getiri Endeksi (BORSA) ise, 2008 Küresel Finansal Krizi’nin etkisiyle belirgin bir düşüş yaşamış, ancak diğer dönemlerde dalgalı bir artış trendini sürdürmüştür. Ekonomik büyüme (EB) değişkeni de 2008 Küresel Finansal Krizi ve 2020 yılı başlarında tüm dünyayı etkileyen Covid-19 salgını nedeniyle olumsuz etkilenmiş, diğer dönemlerde ise dalgalı bir artış eğilimini korumuştur. Ticari kredi faiz oranı (FO) değişkeni ise TCMB politika faizi çerçevesinde oldukça dalgalı bir seyir izlemiştir.

Şekil 1: Değişkenlerin Grafikleri



Ekonometrik zaman serisi analizlerinde, modellerde yer alan değişkenlerin durağanlık özellikleri, araştırmanın ilerleyişini ve uygulanabilecek eşbütünleşme veya nedensellik testlerinin türünü etkileyebilmektedir. Bu çalışmada, değişkenlerin durağanlık özelliklerini belirlemek amacıyla Phillips-Perron (1988), Kwiatkowski vd. (1992) (KPSS), yapısal kırılmalara izin veren Lee-Strazicich (2003) ve son olarak Fourier Kruse (2019) birim kök testleri kullanılmıştır.

Birim kök test sürecinin öncüllerinden olan Dickey-Fuller tipi birim kök testlerinde, hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyansa sahip oldukları varsayılmaktadır. Ancak Phillips ve Perron (1988), hata terimlerinin otokorelasyonlu olması durumunda Dickey-Fuller test yönteminin hatalı sonuçlar verebileceğini öne sürmüş ve Dickey-Fuller test yaklaşımını geliştirerek parametrik olmayan bir birim kök testi sunmuşlardır. Phillips-Perron testinde, Dickey-Fuller testindeki regresyon denklemleri aynı şekilde kullanılır; ancak, denkleme parametrik olmayan bir düzeltme faktörü eklenerek otokorelasyon sorunu giderilmektedir. Ayrıca, Phillips-Perron testi uygulanırken test istatistiklerinin değerleri farklı olsa da Dickey-Fuller testiyle aynı kritik değerler kullanılmaktadır.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (2)$$

$$y_t = b_0 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (3)$$

$$y_t = b_0 + b_1 t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (4)$$

Phillips-Perron testinde (2), (3) ve (4) numaralı denklemlerde verilen standart Dickey-Fuller test denklemleri tahmin edilmekte ve bir test istatistiği modifiye edilerek asimptotik dağılımın otokorelasyondan etkilenmemesi sağlanmaktadır. Dickey-Fuller testinde olduğu gibi yokluk hipotezi ( $H_0$ ),  $\rho = 0$ , “seri birim köklüdür (seri durağan değildir)”, “seri birim köklü değildir (seri durağandır)” alternatif hipotezine karşı ( $H_1$ ),  $\rho < 0$  test edilmektedir. Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olursa yokluk hipotezi reddedilir (Mert ve Çağlar, 2019: 101). Araştırmada kullanılan bir diğer test ise KPSS (1992) birim kök testidir ve bu test yaklaşımında Denklem (5) ile sunulan regresyon modeli dikkate alınmaktadır (Kwiatkowski vd., 1992: 161):

$$y_t = a + \delta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

KPSS birim kök testinde ise Dickey-Fuller ve Phillips-Perron test yaklaşımlarına tam ters şekilde yokluk hipotezi ( $H_0$ ),  $\rho = 0$  “seri birim köklü değildir” ve alternatif hipotez olarak  $\rho < 0$  “seri birim köklüdür” şeklinde iki hipotez sınanmaktadır.

Ekonomik krizler, politika değişiklikleri ve doğal afetler gibi ani şoklar, bir zaman serisinin düzeyinde (ortalamasında), trendinde veya her ikisinde birden değişimlere yol açabilmektedir. Bu tür değişimlerin meydana gelmesi, yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testlerinin, aslında durağan olan bir seriyi durağan dışı, yani birim köklü olarak tespit etmesine neden olabilmektedir. Bu durumda, yapısal kırılma veya kırılmalar içeren bir serinin durağanlık analizinin geleneksel birim kök testleriyle yapılması doğru sonuçlar vermeyecektir (Mert ve Çağlar, 2019: 125). Perron (1989) çalışmasında, bir zaman serisinde kırılma zamanının dışsal olarak belirlendiği ve bilindiği varsayımıyla yapısal kırılmalı birim kök test sürecinin temellerini atmıştır. Serilerde yapısal kırılmalar mevcut olduğunda, bu kırılmaları dikkate almayan birim kök testlerinin serinin birim köklü olduğu yönündeki hipotezi kabul etme eğiliminde olduğu ve bu testlerden elde edilen sonuçların güvenilir olmadığı ifade edilmektedir.

Araştırmada değişkenlerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesinde Lee ve Strazicich’in (2003, 2004) çift kırılmalı Crash (A) ve Break (C) modelleri yapısal kırılmalı birim kök testleri kapsamında uygulanmıştır. İlgili test, Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen Lagrange Çarpınlarına dayanmakta ve veri üretim süreci Denklem (6) yardımıyla sunulmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003: 1082-1083; Yılcı, 2009: 329-330):

$$y_t = \delta Z_t + e_t \text{ ve } e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$Z_t$ , veri üretim sürecinde dışsal değişkenleri içeren bir vektördür. Seviyede iki kırılmalı Model A için  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$  şekli ile ifade edilmektedir. Bu noktada,  $t > TB_j + 1$ ,  $j = 1,2$  için  $D_{jt} = 1$  diğer durumlarda 0’dır.  $TB_j$ , kırılma zamanını göstermektedir. Seviyede ve trendde iki kırılmaya izin veren Model C için ise  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$  şeklinde gösterilmektedir. Burada,  $t > TB_j + 1$ ,  $j = 1,2$  için  $DT_{jt} = t - TB_j$  ve diğer hâllerde 0’dır. Bu testte veri yaratım süreci yokluk hipotezi ( $\beta = 1$ ) ve alternatif hipotez ( $\beta < 1$ ) altında kırılmaları içermektedir. İki kırılma içeren LM test istatistiği Denklem (7)’de ortaya konulan eşitlik ile hesaplanmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Denklem (7)'de  $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ,  $t=2, \dots, T$ ;  $\tilde{\delta}$  ise regresyon katsayılarını ifade etmektedir.  $\tilde{\Psi}_x$ ,  $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$  ile elde edilmektedir.  $y_1$  ve  $Z_1$ ,  $y_t$  ve  $Z_t$ 'nin birincil gözlemleridir. Birim kökü ifade eden yokluk hipotezi  $\phi = 0$  ile tanımlanmakta ve değişkenin kırılmalarla birlikte durağanlığına LM test istatistiği ile hesaplanan t istatistiğine göre karar verilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003: 1082-1083). Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden büyük olması hâlinde yapısal kırılmalı birim kök yokluk hipotezi reddedilir (Yılancı, 2009: 331).

Araştırmada son olarak geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testlerinin desteklenmesi amacıyla Güriş (2019) tarafından geliştirilen Fourier Kruse birim kök testi kullanılmıştır. Yapısal kırılmalara neden olabilen şokların sayısının ve tarihinin belirlenmesini büyük bir sorun olarak gören Becker vd. (2004) tarafından geliştirilen Fourier yaklaşımı ile yapısal kırılmaların biçiminin bilinmemesi durumunda yapısal kırılmaların modellenmesine imkân tanınmıştır. Becker vd. (2006), Becker vd.'nin (2004) araştırmalarını ilerleterek yapısal kırılma biçiminin ve sayısının önemsenmediği Fourier KPSS birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu sürece katkı sunan Güriş (2019), geliştirmiş olduğu Fourier Kruse birim kök testinde, Christopoulos ve León-Ledesma (2010) araştırmasından yola çıkarak doğrusal dışılığı ve yapısal kırılmaları dikkate almıştır. Önerilen bu testte, doğrusal dışılık üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) fonksiyonu ile deterministik bileşendeki yapısal kırılmalar Fourier fonksiyonları yardımı ile bilinmeyen form ve sayıda modellenmektedir. Bu birim kök testinin prosedürü Denklem (8)'de sunulmaktadır:

$$y_t = a_0 + a_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + a_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (8)$$

Denklem (8)'de  $k^*$  ve  $T$  sırası ile frekans ve gözlem sayısını,  $v_t$  ise hata terimini göstermektedir. Frekans sayısının 1 ile 5 arasında bir tamsayı değeri aldığı durumda, Denklem (8) en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. Modelde, kalıntı kareler toplamının minimum olduğu frekans değeri uygun frekans sayısı olarak kabul edilmektedir. Uygun frekans sayısı belirlendikten ve model tahmin edildikten sonra, modele ait kalıntılar Denklem (9) yardımıyla elde edilmektedir.

$$\hat{v}_t = y_t - a_0 - a_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - a_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (9)$$

Test istatistikleri, ilk aşamada elde edilen hata terimleri kullanılarak aşağıdaki Denklem (10) tahmin edilerek hesaplanmaktadır:

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \delta_2 v_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem (10) ile hesaplanan test istatistiğinin, Güriş (2019) çalışmasından elde edilen kritik değerden büyük olması durumunda, birim kökün varlığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilir. Birim kök yokluk hipotezinin reddedilmesi halinde üçüncü aşamaya geçilir. Bu aşamada, trigonometrik terimlerin anlamlılığı F testi ile değerlendirilir ve bu test için kritik değerler Becker vd. (2006) çalışmasına dayanmaktadır. Hesaplanan değer kritik değerden büyük olması durumunda Fourier terimlerinden en az birinin anlamlı olduğu kabul edilir ve Fourier Kruse testi sonuçları raporlanabilir. Aksi takdirde, Kruse (2011) testinin kullanılması önerilmektedir.

Araştırma modelinde uzun ve kısa dönemli ilişkilerin belirlenmesinde bazı avantajlara sahip olması nedeni ile Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (Autoregressive Distributed Lag-ARDL) yaklaşımı kullanılmıştır. Pesaran vd. (2001) çalışmalarına dayanan bu sınır test yaklaşımı, klasik eşbütünleşme testlerindeki gibi bütün değişkenlerin aynı dereceden durağan olmasını gerektirmemektedir. Diğer bir ifade ile değişkenlerin aynı dereceden durağan olması gerektiği şartı ortadan kaldırılmış; modellerde yer alan değişkenlerin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olması ile uzun ve kısa dönem denge ilişkileri tahmin edilebilmektedir. Değişkenlerin ikinci dereceden farkında  $I(2)$  durağan olması halinde ARDL sınır test yaklaşımı kullanılmamaktadır. Ayrıca, örneklem büyüklüğünün küçük olduğu ve modelde otokorelasyon, değişen varyans, normallik gibi sorunlar bulunduğu bile geleneksel eşbütünleşme yaklaşımlarına kıyasla daha güvenilir sonuçlar sağlayabilmektedir. İki aşamalı ARDL sınır test yaklaşımının ilk aşamasında, kurulan modelde uzun dönemli denge ilişkisi sınanmakta; eğer değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edilirse, ikinci aşamada uzun dönem katsayı tahmini ile kısa dönem için hata düzeltme modeli çerçevesinde hata düzeltme katsayısı tahmin edilmektedir (Pesaran vd., 2001: 289-301; Narayan ve Smyth, 2005: 103-105).

#### 4. BULGULAR

Araştırmada ampirik bulgu sürecine, Tablo 3'te yer alan Phillips-Perron (PP-1988) ve Kwiatkowski vd. (KPSS-1992) birim kök test bulguları raporlanarak başlanmıştır.

**Tablo 3:** PP (1988) ve KPSS (1992) test bulguları

Değişken	PP Sabit Terimli ve Trendli Model	KPSS Sabit Terimli ve Trendli Model
BORSA	-0.255 (0.991)	0.231
KH	0.915 (0.999)	0.320
EB	-3.939 (0.012)	0.083
FO	-2.176 (0.500)	0.216
M3	3.235 (1.000)	0.359
ÜFE	1.662 (1.000)	0.370
$\Delta$ BORSA	-14.139 (0.000)	0.104
$\Delta$ KH	-22.274 (0.000)	0.135
$\Delta$ EB	-18.102 (0.000)	0.041
$\Delta$ FO	-8.321 (0.000)	0.038
$\Delta$ M3	-13.308 (0.000)	0.138
$\Delta$ ÜFE	-6.764 (0.000)	0.126

Not: Olasılık değerleri parantez içinde yer almakta, "Δ" notasyonu ise değişkenlerin birinci fark değerlerini göstermektedir. PP birim kök testinde sabit terimli ve trendli model için kritik değerler -4.001 (%1), -3.430 (%5) ve -3.138 (%10) şeklindedir. KPSS testinde sabit terimli ve trendli model için kritik değerler 0.216 (%1), 0.146 (%5) ve 0.119 (%10) şeklindedir. PP ve KPSS testlerinde Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmıştır.

PP birim kök test bulgularına göre %5 anlamlılık düzeyinde BORSA, KH, FO, M3 ve ÜFE değişkenlerinin birim köklü olduklarına dair yokluk hipotezinin reddedilemediği, dolayısıyla, bu değişkenler seviye değerlerinde birim köklüdür ve birinci dereceden farkları alındığında durağan hale gelmektedir. EB değişkenine ait yokluk hipotezi reddedilmiş ve bu serinin seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiştir. KPSS test bulgularına göre %5 anlamlılık düzeyinde BORSA, KH, FO, M3 ve ÜFE değişkenlerinin seviyesinde durağan olduklarına ait yokluk hipotezi reddedilmiş, EB değişkeni için ise yokluk hipotezi reddedilememiştir. KPSS (1992) ile PP (1988) test bulguları durağanlık özellikleri anlamında benzer sonuçlar üretmiştir. BORSA, KH, FO, M3 ve ÜFE değişkenleri  $I(1)$ ; EB değişkeni  $I(0)$  şeklindedir.

Tablo 4'te çift yapısal kırılmalı Lee ve Strazicich (LS-2003) birim kök testinin Crash (A) ve Break (C) model bulgularına yer verilmiştir. Değişkenlerin Crash (A) modeli bulgularına göre %5 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmalı birim kök içerdiğine dair yokluk hipotezinin BORSA, KH, M3 ve ÜFE

değişkenleri tarafından reddedilemediği görülmüştür. EB ve FO değişkenleri için yapısal kırılmalı birim köklü olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilmiş ve bu değişkenlerin seviyesinde durağan olduğu görülmüştür. Crash (A) modeli bulgularında BORSA, KH, EB, M3 ve ÜFE değişkenleri ile PP (1998) ve KPSS (1992) test bulguları ile benzeşmekte iken FO değişkeni için farklı bir bulgu söz konusudur. Bu durum, FO değişkeni için 2009 yılının Mart ve 2022 yılının Mayıs aylarına ait zamanlarda bir yapısal kırılmaya işaret etmektedir. Benzer süreçler Break (C) modeli içinde uygulandığında %5 anlamlılık düzeyinde BORSA, EB, M3 değişkenlerinin I(1); KH, FO, ÜFE değişkenlerinin ise I(0) olduğu görülmektedir. Geleneksel testlerde I(1) olarak tespit edilen KH, FO, ÜFE değişkenlerinin Break (C) modelinde I(0) oldukları ve belirtilen zamanlarda yapısal kırılmalarının anlamlı olduğu tespit edilmiştir. ABD'de patlak veren küresel finans krizi, Türkiye'de 2018 yılı sonrası döviz kuru ataklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri ve TCMB tarafından yapılan politika faiz oranı azaltımlarının araştırma değişkenleri üzerinde anlamlı yapısal kırılmalara sebebiyet verdiği düşünülmektedir.

**Tablo 4:** LS (2003) test bulguları

Değişken	Crash (A) Modeli		Break (C) Modeli	
	Test İstatistiği/Kırılma Tarihleri	Gecikme	Test İstatistiği/Kırılma Tarihleri	Gecikme
BORSA	-1.751 (2008M06 2021M10)	7	-4.818 (2008M06 2021M06)	7
KH	-1.376 (2022M07 2022M12)	6	-6.148 (2018M12 2021M12)	8
EB	-4.040 (2006M11 2008M06)	0	-4.683 (2008M08 2011M01)	3
FO	-3.923 (2009M03 2022M05)	6	-6.456 (2009M07 2019M05)	6
M3	-1.408 (2018M10 2020M03)	8	-4.430 (2011M07 2020M01)	8
ÜFE	-1.726 (2018M08 2018M10)	5	-7.498 (2015M09 2021M09)	8
ΔBORSA	-8.555 (2021M07 2022M06)	1	-8.786 (2007M12 2010M08)	1
ΔKH	-5.113 (2022M06 2023M01)	8	-17.230 (2021M09 2022M02)	1
ΔEB	-11.538 (2019M12 2020M05)	1	-12.529 (2019M12 2020M06)	2
ΔFO	-8.326 (2006M11 2013M12)	0	-8.290 (2006M11 2008M11)	0
ΔM3	-6.615 (2017M10 2018M06)	1	-11.184 (2018M06 2021M10)	3
ΔÜFE	-8.476 (2021M01 2022M04)	1	-10.132 (2021M08 2022M06)	1

Not: Parantez içindekiler kırılma tarihlerini ve "Δ" notasyonu değişkenlerin birinci dereceden fark değerlerini göstermektedir. İlgili testte maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmıştır. Crash (A) modeli için kritik değerler -4.080 (%1), -3.571 (%5) ve -3.309 (%10) şeklindedir. Break (C) modeli için kritik değerler BORSA değişkeni için -6.530 (%1), -5.736 (%5) ve -5.373 (%10); KH değişkeni için -6.446 (%1), -5.847 (%5) ve -5.538 (%10); EB değişkeni için -6.446 (%1), -5.847 (%5) ve -5.538 (%10); FO değişkeni için -6.485 (%1), -5.934 (%5) ve -5.603 (%10); M3 değişkeni için -6.485 (%1), -5.934 (%5) ve -5.603 (%10); ÜFE değişkeni için -6.634 (%1), -5.957 (%5) ve -5.625 (%10) şeklindedir. Break (C) modelinde değişkenlerin birinci dereceden farkında kritik değerler -6.439 (%1), -5.841 (%5) ve -5.533 (%10) şeklindedir.

Tablo 5'te Fourier Kruse birim kök test bulgularına yer verilmiştir. %5 anlamlılık düzeyinde BORSA, KH, FO, M3 ve ÜFE değişkenlerinin hesaplanan test istatistik değerlerinin değeri, tabloda belirtilen frekans sayılarındaki kritik değerlerden küçük olduğu için birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilemez. Fourier Kruse sabit terimli ve trendli modele göre de bu değişkenler seviyede birim köklüdür. EB değişkeninin de ise hesaplanan test istatistik değerlerinin değeri, k=2 frekans sayısında kritik değerlerden büyük olduğu için birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilir. Bu durumda EB değişkeni seviye değerinde durağan bir değişkendir. Değişkenlerin seviye değerlerinde trigonometrik terimlerinin anlamlılığına, F istatistik değeri ile Becker vd. (2006) araştırmasında yer verilen tablodaki %5 anlamlılık düzeyinde 4.929 değeri kıyaslanarak karar verilir. F istatistik değeri, belirtilen kritik değerden büyük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamsızlığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilir. Bu durumda, trigonometrik terimler anlamlıdır.

**Tablo 5:** Fourier Kruse (2019) test bulguları

Değişken	Min KKT	Frekans Sayısı (k)	Fourier Kruse	F İstatistiği
BORSA	15.380	1	5.672	87.988
KH	10.949	1	3.557	123.018
EB	0.749	2	31.921	35.395
FO	16.074	1	4.597	45.287
M3	1.975	1	2.052	450.250
ÜFE	5.239	1	4.959	438.278
ΔBORSA	1.369	1	21.155	2.484
ΔKH	12.766	1	84.717	0.203
ΔEB	0.292	5	102.681	1.461
ΔFO	1.334	3	10.437	2.142
ΔM3	0.096	1	48.597	9.278
ΔÜFE	0.086	1	38.258	14.866

Not: "Δ" notasyonu serilerin birinci dereceden farkını ifade etmektedir. Sabitli terimli ve trendli modele göre %5 anlamlılık düzeyinde sırası ile kritik değerler k=1 frekans sayısında 18.4; k=2 frekans sayısında 15.62; k=3 frekans sayısında 14.46; k=5 frekans sayısında 13.24 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını sınamak için %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer ise 4.972'dir.

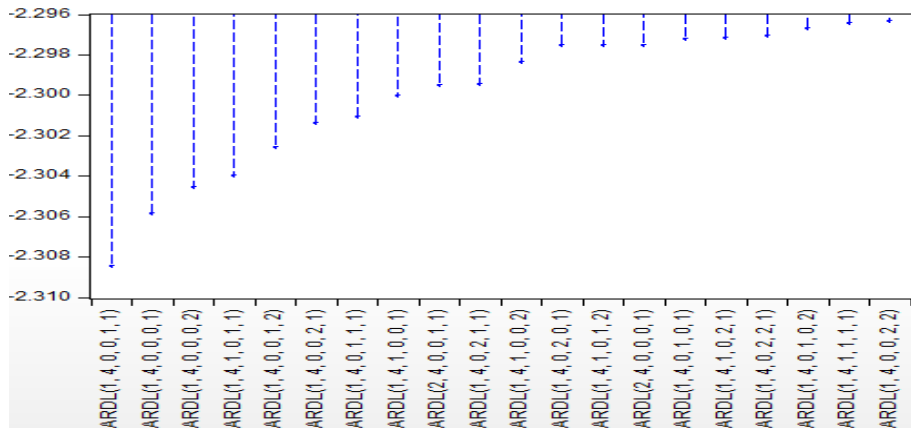
Uygulanan tüm birim kök testlerinin bulguları, geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri arasındaki farklılaşmaların, değişkenlerin bazı dönemlerinde yapısal kırılmaların varlığına işaret ettiğini göstermektedir. Araştırmada kullanılan değişkenlere ait birim kök test bulguları toplu olarak Tablo 6'da sunulmaktadır.

**Tablo 6:** Birim kök test bulguları

Değişken	PP (1988)	KPSS (1992)	LS (2003) Crash (A)	LS (2003) Break (C)	Fourier Kruse (2019)
BORSA	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
KH	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)
EB	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
FO	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)
M3	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
ÜFE	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)

Araştırma değişkenlerinin farklı düzeylerde durağanlaşmaları, uzun dönemli ilişkilerin tespitinde farklı düzeylerde durağanlığa izin veren ARDL sınır testinin kullanılmasına olanak tanımıştır. ARDL sınır testinde, süreci ilgili kriteri minimum yapan modelin belirlenmesi gerekmektedir. Şekil 2'de yer alan grafikte Akaike Bilgi Kriterine göre ARDL (1,4,0,0,1,1) model olarak belirlenmiştir.

**Şekil 2:** Model seçimi



ARDL (1,4,0,0,1,1) modelinde eşbütünleşme ilişkisini test etmek için gerçekleştirilen Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli (UECM) Denklem (11) ile ortaya konulmaktadır. Ayrıca, araştırmada birim kök test sürecinde elde edilen anlamlı yapısal kırılma tarihleri göz önünde bulundurularak kukla değişken modele dâhil edilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta BORSAt = & \beta_0 + \beta_1 KUKLA + \sum_{i=1}^{p=1} \beta_{2i} \Delta BORSAt-i + \sum_{i=0}^{r=4} \beta_{3i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^{s=0} \beta_{4i} \Delta EB_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{k=0} \beta_{5i} \Delta FO_{k-i} + \sum_{i=0}^{l=1} \beta_{6i} \Delta M3_{l-i} + \sum_{i=0}^{m=1} \beta_{7i} \Delta ÜFE_{m-i} + a_1 BORSAt-1 \\ & + a_2 KH_{t-1} + a_3 EB_{t-1} + a_4 FO_{t-1} + a_5 M3_{t-1} + a_6 ÜFE_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

Denklem (11) ile yer verilen  $\Delta$  notasyonu fark operatörünü,  $\varepsilon_t$  hata terimini,  $\beta_0$  sabit terimi,  $\beta_{1,2,3,4,5,6,7}$  kısa dönemli katsayıları,  $a_{1,2,3,4,5,6}$  uzun dönemli katsayıları, p, r, s, k, l ve m ise bilgi kriteri ile belirlenen gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. ARDL yaklaşımında eşbütünleşme ilişkisinin sınanmasında F sınır testi kullanılmaktadır. İlgili testte,  $H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = 0$  yokluk hipotezine karşı,  $H_1: a_1 \neq a_2 \neq a_3 \neq a_4 \neq a_5 \neq a_6 \neq 0$  alternatif hipotez sınanmaktadır. F sınır test istatistik değeri, Narayan (2005) araştırmasında hesaplanan alt ve üst sınır kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Eğer F sınır test istatistiği, üst sınır kritik değerden büyük ise eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden  $H_0$  yokluk hipotezi reddedilir ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı doğrulanır. F sınır istatistik değeri alt sınır kritik değer altındaysa eşbütünleşmenin olmadığı, alt ile üst sınır kritik değer arasında ise belirsizliğe sebebiyet vererek başka testlerin uygulanması yoluna gidilir. ARDL modelinin uzun dönem katsayıları tespit edildikten kısa dönem ilişkilerin tespit edilebilmesi için Hata Düzeltme Modeli (ECM) kurulur. Hata düzeltme mekanizmasının çalışabilmesi için hata düzeltme katsayısının (ECT) negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması gerekmektedir. Hata Düzeltme Modeline (ECM) Denklem (12)'de yer verilmekte ve bu denklemde yer alan  $\lambda$  notasyonu kısa dönemdeki sapmaların uzun dönemde ne kadar süre sonra giderildiğini gösteren hata düzeltme katsayısını ifade etmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta BORSAt = & \beta_0 + \beta_1 KUKLA + \sum_{i=1}^{p=1} \beta_{2i} \Delta BORSAt-i + \sum_{i=0}^{r=4} \beta_{3i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=0}^{s=0} \beta_{4i} \Delta EB_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{k=0} \beta_{5i} \Delta FO_{k-i} + \sum_{i=0}^{l=1} \beta_{6i} \Delta M3_{l-i} + \sum_{i=0}^{m=1} \beta_{7i} \Delta ÜFE_{m-i} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

ARDL (1,4,0,0,1,1) modeline ilişkin sağlamlığın kontrolü tanısal testler ile yapılmaktadır. Modelin hata terimlerinin normal dağılımına ilişkin bilgiyi Jarqua-Bera testi vermektedir. Modelin hata terimlerinin  $p=0.105 > 0.05$  olması hata terimlerinin normal dağılım sergilediğini kanıtlamaktadır. Brusch-Godfrey LM testi ile modelin serisel korelasyon sorunu sınanmış ve bulgularda  $p=0.941 > 0.05$  olduğundan 2 gecikmeye kadar serisel korelasyonun olmadığına dair yokluk hipotezi reddedilmemiştir. Sonuç olarak, modelde serisel otokorelasyon sorunu yoktur. Modelde değişen varyans sorunu Brusch-Pagan-Godfrey testi ile sınanmıştır.  $P=0.168 > 0.05$  olduğundan sabit varyansı gösteren yokluk hipotezi reddedilememiş ve model sabit varyanslıdır. Son olarak modelde spesifikasyon hatasının olup olmadığı Ramsey RESET yardımı ile test edilmiştir.  $P=0.938 > 0.05$  olduğundan model kurma hatasının olmadığına dair yokluk hipotezi reddedilmemiş ve sonuç olarak model kurma hatası tespit edilmemiştir.

**Tablo 7:** ARDL (1,4,0,0,1,1) modelinin tanısal test bulguları

Tanısal Testler	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Breusch-Pagan-Godfrey Test	2.796	0.168
Breusch-Godfrey LM Test	0.060	0.941
Jarqua-Bera Test	4.511	0.105
Ramsey Reset Test	0.070	0.938

Tablo 8'de ARDL sınır test bulgularına yer verilmiştir. Sınır testi için F istatistiği 8.097 olarak tespit edilmiş ve bu değer tüm anlamlılık düzeylerinde üst sınırdaki I(1) yer alan kritik değerlerin üzerinde olduğundan modelde eşbütünleşmenin olmadığına dair yokluk hipotezinin reddedilmesine sebebiyet vermiştir. Dolayısıyla ARDL (1,4,0,0,1,1) modelinde yer alan değişkenler eşbütünleşiktir. BORSA değişkeninin bağımlı; KH, EB, FO, M3 ve ÜFE değişkenlerinin bağımsız değişken olduğu model uzun dönem ilişkilidir.

**Tablo 8:** ARDL sınır test bulguları

Test İstatistiği	Değer	Önem Seviyesi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
F İst.	8.097	%10	2.260	3.350
k	5	%5	2.620	3.790
		%2.5	2.960	4.180
		%1	3.410	4.680

Tablo 9'da ARDL modelinin uzun ve kısa dönem parametre tahminlerine yer verilmiştir. Uzun dönem tahminlere göre modelde yer alan tüm bağımsız değişkenlerin çeşitli yüzde değerlerinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Kamu harcamaları (KH) değişkeninin katsayısının (2.482) pozitif ve anlamlı, ekonomik büyüme (EB) değişkeninin katsayısı (0.727) pozitif ve anlamlı, faiz oranı (FO) değişkeninin katsayısı (-0.408) negatif ve anlamlı, M3 para arzı (M3) değişkeninin katsayısı (-2.182) negatif ve anlamlı, son olarak üretici fiyat endeksi (ÜFE) değişkeninin katsayısı (0.729) pozitif ve anlamlıdır. Uzun dönem parametre tahminleri Türkiye'de kamu harcamalarındaki artışların hisse senedi piyasalarını temsilen kullanılan BİST-100 Getiri Endeksi'ni arttırdığını göstermektedir. Diğer bir ifadeyle kamu harcamalarındaki %1'lik bir yükseliş borsa getiri endeksinde %2.482 oranında artışa sebebiyet vermektedir. Ayrıca, ekonomik büyüme, faiz oranı, M3 para arzı ve ÜFE değişkenlerindeki %1'lik artışların sırasıyla borsa endeksinde uzun dönemde %0,727, -%0,408, -%2,182 ve %0,729 oranında değişim yarattığı görülmüştür.

**Tablo 9:** Uzun ve kısa dönem tahminler

Değişken	Katsayılar	Standart Hata	Test İst.	Olasılık
Uzun Dönem Tahminleri				
KH	2.482	0.553	4.485	0.000***
EB	0.727	0.362	2.006	0.046**
FO	-0.408	0.088	-4.611	0.000***
M3	-2.182	0.531	-4.106	0.000***
ÜFE	0.729	0.188	3.876	0.000***
Kısa Dönem Tahminleri				
Sabit (C)	0.286	0.039	7.245	0.000***
D (KH)	-0.008	0.063	-0.126	0.899
D (KH (-1))	-0.527	0.098	-5.329	0.000***
D (KH (-2))	-0.379	0.090	-4.214	0.000***
D (KH (-3))	-0.167	0.072	-2.290	0.023**
D(M3)	-0.874	0.254	-3.431	0.000***
D(ÜFE)	0.950	0.260	3.651	0.000***
KUKLA	0.004	0.014	0.339	0.734



CointEq(-1)*	-0.215	0.030	-7.057	0.000***
--------------	--------	-------	--------	----------

Not: \*, \*\* ve \*\*\* sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

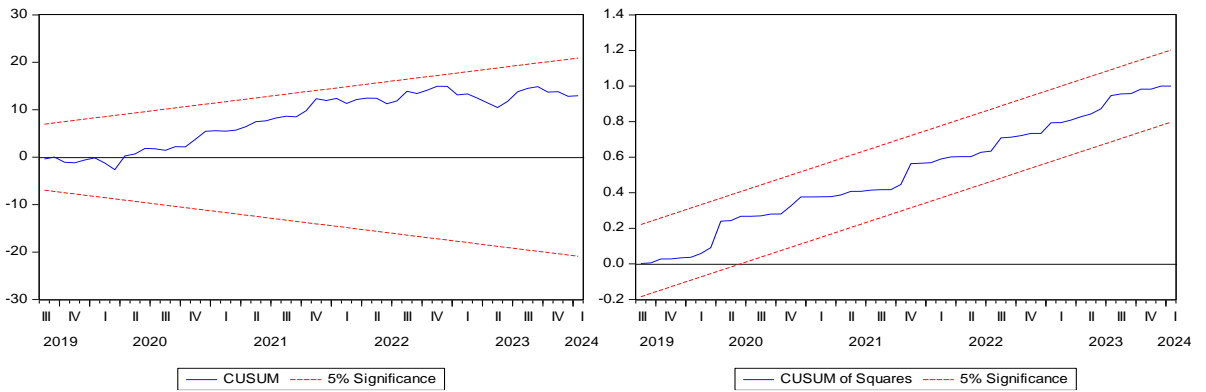
Tablo 9'da kısa dönem tahminleri çerçevesinde hata düzeltme modeli sonuçlarına yer verilmiştir. Kamu harcamaları değişkeninin ilk üç döneme kadar kendi gecikmeli değerinin borsa endeksi üzerinde negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bir etkisi bulunmaktadır. Kısa dönemde M3 para arzı borsa endeksini istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif bir şekilde etkilerken, üretici fiyat endeksi ise istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etki yaratmaktadır. Modelin hata düzeltme katsayısının (CointEq(-1) = -0.215) negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması, hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına işaret etmektedir. Bu sonuç, kısa vadede meydana gelen şokların veya dengesizliklerin bir sonraki dönemde yaklaşık %21 oranında iyileşeceğini göstermektedir. Kısa vadeli dengesizlikler (1/0.215) yaklaşık 4.651 ay sonra düzelterek uzun dönem dengesine ulaşmaktadır. Ayrıca, hata düzeltme katsayısının anlamlılığı Tablo 10 ile sunulan t-sınır testi ile de sınanabilir. Elde edilen t-sınır test istatistiği, mutlak değeri itibarıyla tüm anlamlılık düzeyleri için verilen üst sınır kritik değerlerinden büyük olduğundan, hata düzeltme katsayısının anlamlı olduğu teyit edilebilmektedir.

**Tablo 10:** T-Sınır test bulguları

Test İstatistiği	Değer	Önem Seviyesi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
T İst.	-7.057	%10	-2.57	-3.86
		%5	-2.86	-4.19
		%2.5	-3.13	-4.46
		%1	-3.43	-4.79

Şekil 3'te yer verilen CUSUM ve CUSUM<sup>2</sup> spesifikasyon testleri ile yapısal kırılma problemi ve modeldeki uzun dönem katsayıların kararlılığı test edilmektedir. İlgili testlerde grafiklerdeki sınır değerlerin aşılması durumunda modelde yapısal hata olduğu kabul edilmektedir. %95 güven aralığında parametre tahminlerinin istenilen sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir ve kurulan model istikrarlıdır.

**Şekil 3:** CUSUM ve CUSUM<sup>2</sup> grafikleri



## 5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu araştırma, Ocak 2006-Ocak 2024 dönemine ait aylık bir veri seti kullanarak Türkiye'de kamu harcamalarının hisse senedi piyasasına etkisini incelemektedir. Kamu harcamalarını temsilen genel bütçe faiz dışı harcamalar; hisse senedi piyasasını temsilen BİST-100 Getiri Endeksi ve kontrol değişkenleri olarak ekonomik büyüme, faiz oranı, para arzı ve enflasyon göstergeleri kullanılmıştır. Araştırmada değişkenlerin durağanlık özellikleri Phillips-Perron (1988), Kwiatkowski vd. (1992) (KPSS), Lee-Strazicich (2003) ve Fourier Kruse (2019) birim kök testleri ile belirlenmiştir.

Geleneksel, yapısal kırılmalı ve Fourier fonksiyonlara dayalı birim kök testlerinin birlikte kullanılma nedeni, her üç test türünün sonuçlarının karşılaştırılabilmesi ve değişkenlerdeki anlamlı yapısal kırılmaların tespit edilmesidir. Birim kök test sonuçlarına göre her üç test türünde farklılaşmalar görülmüş ve anlamlı yapısal kırılmalar tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, araştırmada kısa ve uzun dönemli ilişkilerin analiz edilmesinde ARDL sınır yaklaşımının bazı avantajları nedeniyle kullanımının daha doğru olduğu anlaşılmıştır. Araştırmanın uzun dönem sonuçlarında, kamu harcamalarındaki artışların BİST-100 Getiri Endeksi'ni pozitif yönde etkilediği görülmüştür. Kamu harcamalarının ekonomiye ve finansal piyasalara etkisi, farklı iktisadi teorisyenlerce sıkça tartışılan bir alan olup, Türkiye'de kamu harcamalarındaki artışların hisse senedi piyasasında yarattığı bu olumlu etki, Keynesyen iktisadi görüşü ampirik olarak desteklemektedir. Ayrıca, uzun dönemde ekonomik büyüme ve üretici fiyat endeksindeki artışlar borsa getiri endeksinin pozitif etkilerken, faiz oranı ile para arzı değişkeni negatif bir etki yaratmıştır. Kısa dönem sonuçlarında kamu harcamalarının gecikmeli değerleri, borsa getiri endeksi üzerinde negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bir etki oluşturmaktadır. Fama (1970), Etkin Piyasa Hipotezi çerçevesinde bir değerlendirme yapıldığında, kısa dönemde kamu harcamalarının gecikmeli değerlerinin hisse senedi getiri endeksi üzerindeki istatistiksel olarak anlamlı negatif etkisi, getiri endeksinin cari değerinin kamu harcamalarının geçmiş değerleri ile açıklanabildiğini ortaya koymaktadır. Diğer bir ifadeyle, BİST-100 Getiri Endeksi'nin maliye politikaları açısından bilgi etkin olmadığı şeklinde yorumlanabilir. Öte yandan, M3 para arzının cari değeri istatistiksel olarak anlamlı ve negatif; üretici fiyat endeksinin cari değeri ise istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etki göstermektedir. Modelin hata düzeltme katsayısı negatif olarak tespit edilmiştir ve bu durum, hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını göstermektedir. Bu sonuç, kısa vadede meydana gelen şokların veya dengesizliklerin bir sonraki dönemde yaklaşık %21 oranında iyileşeceğine işaret etmektedir. Kısa vadeli dengesizlikler ise yaklaşık 4.6 ay sonra düzelen uzun dönem dengesine ulaşmaktadır.

Araştırmada, Keynesyen iktisadi görüşü yansıtan kamu harcamalarındaki artışların hisse senedi piyasasını desteklediği, literatürde yer alan Al-Shiab (2008) Ürdün, Khan vd. (2014) Pakistan, Namini ve Nasab (2015) İran, Perveen ve Rahman (2018) Pakistan, Chen vd. (2020) ABD, Mensah vd. (2022) Sahra Altı Afrika ülkeleri ile Türkiye örneklemelerinde Karagöz ve Keskin (2016) ve Gülcemal (2021) araştırmalarıyla benzer sonuçlarla desteklenmiştir. Öte yandan, Ardagna (2009) on altı OECD ülkesi, Afonso ve Sousa (2011, 2012) ABD, İngiltere, Almanya ve İtalya, Ogbulu vd. (2015) Nijerya, Foresti ve Napolitano (2017) on bir Euro Bölgesi üyesi ile son olarak Hu vd. (2018) Çin ülke örneklemelerinde elde edilen sonuçlar, bu araştırmanın bulgularına tezat oluşturmaktadır. Bekhet ve bt Othman (2012) ile Bhatti vd. (2015) Malezya, Kotlebova vd. (2020) ise ABD ve Almanya örneklemeleriyle yapılan araştırmalar, Ricardocu Denklik Hipotezi çerçevesinde kamu harcamaları ile hisse senedi piyasası arasında nötr bir ilişkinin varlığına işaret eden ampirik kanıtlar sunmaktadır. Özellikle bu araştırmanın sonuçlarına benzer bulgular üreten ülkeler incelendiğinde, Chen vd. (2020) dışında kalan diğer ülke örneklemelerinin az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler kategorisinde olduğu görülmektedir. Bu sonuçlarla, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde kamu harcamalarındaki artışların hisse senedi piyasalarında artışlar yaratarak Keynesyen iktisadi görüşün ampirik olarak kabul gördüğü yorumu yapılabilir. Diğer taraftan, bu araştırmanın sonuçlarıyla tezat bulgular üreten çalışmalar ve örneklemeler değerlendirildiğinde, ağırlıklı olarak Ardagna (2009) on altı OECD ülkesi, Afonso ve Sousa (2011, 2012) ABD, İngiltere, Almanya ve İtalya, Foresti ve Napolitano (2017) on bir Euro Bölgesi ülkesi gibi gelişmiş ülke örneklemelerinin içerdiği görülmektedir. Literatürdeki araştırmalarla bu çalışmanın genel bir değerlendirmesinde, kamu harcamaları ile hisse senedi piyasası ilişkisi açısından az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde Keynesyen iktisadi görüş; gelişmiş ülkelerde ise Klasik iktisadi görüş desteklenmektedir.

Genel anlamda bu araştırma, Türkiye’de devletin maliye politikası eylemlerinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini deęerlendirmeyi amaçlamıştır. Araştırma sorusundan hareketle, Türkiye’de kamu harcamalarında meydana gelen deęişikliklerin borsa getirileri üzerinde bir etkiye sahip olduęu açıkça görölmektedir. Maliye politikasının hisse senedi fiyatları üzerindeki uzun ve kısa dönem etkileri, hisse senedi piyasasının maliye politikası ile reel ekonomi arasındaki önemli bir kanal olduęunu ve maliye politikasının finansal süreçleri hızlandırmada önemli bir rol oynadıęını göstermektedir. Özellikle yatırımcılar, yatırım kararlarını yalnızca şirket ve hisse senedi piyasası performansına dayandırmamalı, ülkeyi makroekonomik bir çerçevede deęerlendirerek devletin maliye politikası duruşlarını da gözlemlemelidir. Politika yapıcılar ise maliye politikası kararlarının reel ekonomi üzerindeki etkilerini ve reel ekonominin barometresi görevini üstlenen hisse senedi piyasasındaki aktörler üzerindeki potansiyel etkilerini proaktif bir şekilde tasarlamalıdır.

Araştırmada elde edilen sonuçların, yatırımcılara ve yönetsel açıdan karar alma süreçlerinde yer alan politika yapıcılara yol gösterecek nitelikte olduęu düşünölmektedir. Araştırmanın yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli çıkarımları olmakla birlikte, bazı sınırlılıkları da bulunmaktadır. İlk olarak, araştırmada genel ekonomik faaliyetlere odaklı genel bütçe faiz dışı harcamalar verisi kullanılmıştır. Sektörel açıdan kamu harcama türlerinin hisse senedi getirilerine etkisini incelemek istenirse, gelecekteki araştırmalarda bu konular ele alınabilir ve literatürle karşılaştırılabilir. İkinci olarak, TCMB EVDS veri platformundan elde edilen verilerin, veri dönemine ilişkin kısıtlılık nedeniyle araştırmanın yalnızca Ocak 2006-Ocak 2024 dönemini kapsamaması, literatürdeki dięer bazı araştırmalara kıyasla önemli bir avantaj olarak aylık bir veri seti ile çalışılmış olmasıdır. Son olarak, gelecekte yapılması muhtemel araştırmalarda farklı ekonometrik yöntemler kullanılabilir ve bu alandaki literatürün zenginleştirilebileceęi düşünölmektedir.

## KAYNAKÇA

- Afonso, A., ve Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets?. *Economic Modeling*, 28(4), 1871-1890.
- Afonso, A., ve Sousa, R. M. (2012). The macroeconomic effects of fiscal policy. *Applied Economics*, 44(34), 4439-4454.
- Ađır, H., ve Zabun, A. (2015). Türkiye için Ricardocu denkliđin ekonometrik testi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 10(3), 7-28.
- Akkum, T., ve Vuran, B. (2005). Türk sermaye piyasasındaki hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik faktörlerin arbitraj fiyatlama modeli ile analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 20(233), 28-45.
- Al-Shiab, M. S. (2008). The influence of monetary and fiscal policies on the capital market: A vector autoregressive (VAR) model. *Journal of Administration and Economic Sciences*, 1(2), 2-4.
- André, C., Caraiiani, P., ve Gupta, R. (2023). Fiscal policy and stock markets at the effective lower bound. *Finance Research Letters*, 58(C), 104564.
- Antwi, S., Zhao, X., ve Mills, E. F. E. A. (2013). Impact of macroeconomic policies on the Ghana Stock Exchange: A cointegration analysis. *International Business Research*, 6(3), 100-108.
- Ardagna, S. (2009). Financial markets' behavior around episodes of large changes in the fiscal stance. *European Economic Review*, 53(1), 37-55.
- Arısoy, İ. (2005). Wagner ve Keynes hipotezleri çerçevesinde Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 63-80.
- Atgür, M., (2020), Kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: Wagner Yasası'nın ve Keynesyen Hipotez'in Türkiye'de geçerliliđi üzerine bir inceleme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 895-915.
- Aytaç, D., ve Güran, M. C. (2010). Türkiye'de kamu sektörü büyüklüğü ve ekonomik büyüme ilişkisinin ampirik analizi. *Sosyoekonomi*, 6(13), 129-152.
- Becker, R., Enders, W. ve Hurn, S. (2004). A general test for time dependence in parameters. *Journal of Applied Econometrics*, 19(7), 899-906.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Bekhet, H. A., ve bt Othman, N. S. (2012). Examining the role of fiscal policy in Malaysian Stock Market. *International Business Research*, 5(12), 59-67.
- Bhatti, G. A., Ziaei, S. M., ve Rehman, A. (2015). Monetary and fiscal policies variables interaction with stock returns in Malaysia. *Science International*, 27(1), 449-465.
- Cergibozan, R., Çevik, E., ve Demir, C. (2017). Wagner Kanunu'nun Türkiye ekonomisi için sınanması: çeşitli zaman serisi bulguları. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(625), 75-89.
- Chatziantoniou, I., Duffy, D., & Filis, G. (2013). Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence. *Economic Modelling*, 30, 754-769.
- Chen, S. S., Chen, Y. S., Liang, W. L., ve Wang, Y. (2020). Public R&D spending and cross-sectional stock returns. *Research Policy*, 49(1), 103887.

- Chen, X. (2021, December). The impact of monetary and fiscal policy on stock market performance: Evidence from multiple countries. *İçinde 2021 3rd International Conference on Economic Management and Cultural Industry (ICEMCI 2021)* (ss. 779-783). Atlantis Press.
- Christopoulos, D. K., ve León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093.
- Çıtak, L. (2003). Para ve maliye politikalarının İMKB Endeksi üzerindeki etkilerinin incelenmesi: İMKB, makroekonomik politikalar açısından bilgi etkin midir?. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9, 129-141.
- Darrat, A. F. (1988). On fiscal policy and the stock market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3), 353-363.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Fama, E. (1970). Efficient capital market: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25, 382-417.
- Foresti, P., ve Napolitano, O. (2017). On the stock market reactions to fiscal policies. *International Journal of Finance & Economics*, 22(4), 296-303.
- Göndör, M., ve Bresfelean, P. (2011, August). Fiscal policy, the main tool to influence the capital markets' strength. In WSEAS/IAASAT International Conferences (pp. 458-464).
- Gövdeli, T. (2019). Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme: Türkiye'de Wagner ve Keynesyen hipotezin ampirik analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(3), 995-1010.
- Gülcemal, T. (2021). Fiscal and monetary policies effect on Borsa İstanbul (BİST) performance. *Bartın Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(24), 357-375.
- Güler, H., ve Haykır, Ö. (2023). Türkiye'de bütçe açıklarının BİST-100 Endeksi üzerindeki etkisi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 32(3), 65-77.
- Güriş, B. (2019). A new nonlinear unit root test with fourier function. *Communications in Statistics Simulation and Computation*, 48(10), 3056-3062.
- Gürsoy, B. (1975). *Kamusal Maliye*. Ankara: Sevinç Yayınları.
- Hu, L., Han, J., ve Zhang, Q. (2018). The impact of monetary and fiscal policy shocks on stock markets: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(8), 1857-1872.
- Jansen, D. W., Li, Q., Wang, Z., ve Yang, J. (2008). Fiscal policy and asset markets: A semiparametric analysis. *Journal of Econometrics*, 147, 141-150.
- Karagöz, K., ve Keskin, R. (2016). Impact of fiscal policy on the macroeconomic aggregates in Turkey: Evidence from BVAR model. *Procedia Economics and Finance*, 38(1), 408-420.
- Khan, W. A., Javed, M. A., Shahzad, N., Sheikh, Q., Saddique, S., Riaz, M., ve Batool, S. (2014). Impact of macroeconomics variable on the stock market index: A study from Pakistan. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 4(2), 258-272.
- Kotlebova, J., Arendas, P., ve Chovancova, B. (2020). Government expenditures in the support of technological innovations and impact on stock market and real economy: The empirical

- evidence from the US and Germany. *Equilibrium Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 15(4), 717-734.
- Kruse, R. (2011). A new unit root test against ESTAR-based on a class of modified statistics. *Statistical Papers*, 52, 71-85.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Laopodis, N. T. (2009). Fiscal policy and stock market efficiency: Evidence for the United States. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 633-650.
- Lee, J., ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Mbanga, C., ve Darrat, A. F. (2016). Fiscal policy and the US Stock Market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 47(4), 987-1002.
- Mensah, G., Osei-Fosu, A. K., ve Asante, G. N. (2022). The effects of public sector management and institutions on stock market development in Sub-Saharan Africa. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2109278.
- Mert, M., ve Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Miyazaki, T., Hiraga, K., ve Kozuka, M. (2024). Stock market response to public investment under the zero lower bound: Cross-industry evidence from Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 71, 101302.
- Mumtaz, H., ve Theodoridis, K. (2020). Fiscal policy shocks and stock prices in the United States. *European Economic Review*, 129, 103562.
- Namini, T. N., ve Nasab, Z. T. (2015). The impact of monetary and fiscal policies on Iran's Stock Market: An SVAR approach. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 5(9), 767-775.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P., ve Smyth, R. (2005). Trade liberalization and economic growth in Fiji. An empirical assessment using the ARDL approach. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 10(1), 96-115.
- Ogbulu, O. M., Torbira, L. L., ve Umezina, C. L. (2015). Assessment of the impact of fiscal policy operations on stock price performance: Empirical evidence from Nigeria. *International Journal of Financial Research*, 6(2), 190-202.
- Osifo, O., ve Abusomwan, S. O. (2023). Government expenditure on key sectors of the economy and stock market performance in Nigeria. *Journal of Enterprise and Development*, 5(2), 154-171.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Perveen, S., ve Rahman, M. (2017). Impact of fiscal and monetary policies on stock market performance: An empirical study of Pakistan Stock Exchange. *Journal of Finance and Economics Research*, 3(2), 2-23.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. B., ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Plosser, C. (1982). Government financing decisions and asset returns. *Journal of Monetary Economics*, 9, 325-352.
- Sancar, C. (2012). Kamu harcamaları ekonomik büyüme ilişkisine Wagner yasası ve Keynesyen görüş çerçevesinde teorik bir yaklaşım: Türkiye örneđi (2000-2011). *İnönü Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(2), 2-19.
- Scott, A. O., & Ovuefeyen, J. (2014). Do government expenditure and debt affect stock market development in Nigeria? An empirical investigation. *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(20), 1-11.
- Şit, M., ve Karadađ, H. (2018). Türkiye ekonomisinde kamu harcamaları-ekonomik büyüme ilişkisi: Toda-Yamamoto nedensellik testi. *Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 2(1), 33-41.
- Tavares, J., ve Valkanov, R. (2001). The neglected effect of fiscal policy on stock and bond returns. Nova SBE Working Paper Series, Working Paper No 413, Universidade Nova de Lisboa, Nova School of Business and Economics.
- Tekeli, R. (2007). Bütçe açıklarının hisse senedi fiyat hareketlerine etkisi: Türkiye örneđi. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 10(1-2), 215-230.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Platformu (TCMB EVDS). (2024, Mart). Tüm seriler. Erişim Adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php>
- Urhoghide, R. O., ve Ndubuisi, J. (2014). Stock market reactions to fiscal policy shocks: Empirical evidence from Nigeria. *LWATI: A Journal of Contemporary Research*, 11(4), 34-46.
- Ünal, S. (2020). Hisse senedi getirileri üzerinde para ve maliye politikası araçlarının etkisi: Borsa İstanbul üzerine bir araştırma. *Journal of Yaşar University*, 15(60), 772-789.
- Wahab, M. (2004). Economic growth and government expenditure: Evidence from a new test specification. *Applied Economics*, 36(19), 2125-2135.
- Yılcı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335.



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license.  
(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

---

## EXTENDED ABSTRACT

---

### *Do Public Expenditures Affect the Stock Market in Türkiye?*

#### 1. Introduction

Financial theory links the value of stocks to the earnings that companies will generate in the future. Therefore, since the macroeconomic policies of a country can affect future levels of economic activity, there is an expected strong relationship between macroeconomic policies and stock prices (Çıtak, 2003: 130). There is a broad literature addressing the impact of fiscal policies on stock markets due to the influence of financial markets and financial actors on countries' fiscal policy preferences (Plosser, 1982; Darrat, 1988; Jansen et al., 2008; Laopodis, 2009; Ardagna, 2009; Afonso and Sousa, 2011; Chatziantoniou et al., 2013; Mbanganga and Darrat, 2016; Mumtaz and Theodoridis, 2020; André et al., 2023). Fiscal policy is an important tool used by the central government to influence the economy through changes in taxation, borrowing, and spending (Göndör and Bresfelean, 2011: 458). Public expenditures are the expenses incurred by the government according to methods determined within the framework of public interest and needs (Gürsoy, 1975: 60). The impact of fiscal policy on the stock market can be positive, negative, and insignificant according to Keynesian economics, Classical economics, and Ricardian (Equivalence Hypothesis) theoretical perspectives, respectively (Chatziantoniou et al., 2013: 756). In this study, the effect of public expenditures on the stock market is analysed with a monthly frequency data set for the period 2006-2024 in Türkiye.

#### 2. Data Set and Method

The study employs control variables such as general budget non-interest expenditures to represent public spending, along with the BIST-100 Return Index to represent the stock market, along with economic growth, interest rate, money supply, and inflation indicators. The stationary properties of the variables are determined using unit root tests, including Phillips-Perron (1988), Kwiatkowski et al. (1992) (KPSS), Lee-Strazicich (2003), and Fourier Kruse (2019). Within this framework, the long and short-term relationships in the model are addressed using the ARDL bounds testing approach.

#### 3. Empirical Findings

The long-term results of the study indicate that a 1% increase in public expenditures leads to a 2.482% increase in stock returns. In other words, during the relevant period, an increase in public expenditures in Türkiye indicates an increase in the BIST-100 Return Index. This result empirically supports the Keynesian economic perspective. Additionally, the research finds that a 1% increase in economic growth, interest rate, M3 money supply, and producer price index variables results in changes in the stock return index by approximately 0.727%, -0.408%, -2.182%, and 0.729%, respectively, in the long term. In other words, increases in economic growth and the producer price index in Türkiye positively affect the stock index return, while increases in the interest rate and M3 money supply have a negative impact in the long term. In the short-run results, lagged values of public expenditures have a negative and statistically significant effect on the stock return index. When an evaluation is made within the framework of the Efficient Market Hypothesis of Fama (1970), the statistically significant negative effect of lagged values of public expenditures on the stock return index in the short run reveals that the current value of the return index can be explained by the past values of public expenditures. In other words, it can be interpreted that the BIST-100 Return Index is not information efficient in terms of fiscal policies. On the other hand, the current value of M3 money supply has a statistically significant and negative effect on the current value, while the current value of producer price index has a statistically significant and positive effect. The error correction coefficient of the model is found to be negative, indicating that the error correction mechanism works. This result indicates that short-term shocks or imbalances will improve by



approximately 21% in the next period. Short-term imbalances recover after approximately 4.6 months and reach the long-run equilibrium.

#### **4. Discussion and Conclusion**

In general terms, this research aims to assess the extent of the impact of government fiscal policy actions on stock returns in Türkiye. Based on the research question, it is clear that changes in public expenditures have an impact on stock market returns in Türkiye. The long-run and short-run effects of fiscal policy on stock prices suggest that the stock market is an important channel between fiscal policy and the real economy and that fiscal policy plays an important role in accelerating financial processes.