

Makroekonomik Değişkenlerin Finansal Piyasalar Üzerindeki Etkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama

Sacit SARI¹, Mustafa Necati ÇOBAN²

¹ Arş. Gör. Dr., Munzur Üniversitesi, İİBF, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü sacitsari@munzur.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1305-5727

² Doç. Dr., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü necati.coban@gop.edu.tr, ORCID: 0000-0003-2839-4403

Öz: Bu çalışma, Türkiye ekonomisinde makroekonomik değişkenler ile finansal piyasalar arasındaki ilişkiyi 2003:Q1-2023:Q4 döneminde incelemeyi amaçlamaktadır. Araştırmanın temel amacı, BİST-100 getiri endeksinin belirleyicilerini tespit etmek ve makroekonomik değişkenlerin finansal piyasalara etkisini ortaya koymaktır. Çalışmada bağımlı değişken olarak BİST-100 getiri endeksi, açıklayıcı değişkenler olarak ise nominal döviz kuru, mevduat faiz oranı, enflasyon oranı, reel GSYH ve Brent petrol fiyatları değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada genişletilmiş otoregresif dağıtılmış gecikmeler (A-ARDL) eşbütünleşme analizi ve Hacker ve Hatemi-J Bootstrap nedensellik testi yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, döviz kuru, enflasyon oranı ve reel GSYH'nin borsa getirileri üzerinde uzun dönemde pozitif etkiler oluşturduğunu, faiz oranlarının ise uzun dönemde negatif bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. A-ARDL eşbütünleşme analizi, açıklayıcı değişkenlerin borsa getirileri ile uzun dönemli ilişki olduğunu göstermektedir. Ayrıca, Hacker ve Hatemi-J Bootstrap nedensellik testi, döviz kurundan borsa getirisine, enflasyon oranından borsa getirisine ve reel GSYH'den borsa getirisine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgular, makroekonomik değişkenlerin Türkiye'nin finansal piyasalarındaki belirleyici rolünü ve yatırım kararları üzerindeki etkisini vurgulamaktadır. Sonuçlar, politika yapıcılar için finansal piyasalardaki dalgalanmaları öngörme ve yönetme noktasında önemli bilgiler sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Finansal Piyasalar, Döviz kuru, Türkiye Ekonomisi, Zaman Serisi Analizi

Jel Kodları: B26, C32, F31

The Impact of Macroeconomic Variables on Financial Markets: An Empirical Analysis for the Turkish Economy

Atıf: Sarı, S. & Çoban M. N.

(2025). Makroekonomik Değişkenlerin Finansal Piyasalar Üzerindeki Etkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama, *Politik Ekonomik Kuram*, 9(1), 412-428. <https://doi.org/10.30586/pek.1606595>

Geliş Tarihi: 24.12.2024

Kabul Tarihi: 12.02.2025



Telif Hakkı: © 2025. (CC BY) (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Abstract: This study aims to examine the relationship between macroeconomic variables and financial markets in the Turkish economy for the period 2003:Q1-2023:Q4. The primary objective of the research is to identify the determinants of the BIST-100 return index and to reveal the impact of macroeconomic variables on financial markets. In the study, the BIST-100 return index is used as the dependent variable, while nominal exchange rate, deposit interest rate, inflation rate, real GDP, and Brent oil prices are utilized as explanatory variables. The study employs the augmented autoregressive distributed lag (A-ARDL) cointegration analysis and the Hacker and Hatemi-J Bootstrap causality test methods. The findings indicate that the exchange rate, inflation rate, and real GDP have positive long-term effects on stock returns, while interest rates exhibit a negative long-term impact. The A-ARDL cointegration analysis demonstrates a long-term relationship between the explanatory variables and stock returns. Furthermore, the Hacker and Hatemi-J Bootstrap causality test reveals unidirectional causality from the exchange rate to stock returns, from the inflation rate to stock returns, and from real GDP to stock returns. These findings highlight the significant role of macroeconomic variables in Türkiye's financial markets and their influence on investment decisions. The results provide valuable insights for policymakers in forecasting and managing fluctuations in financial markets. Additionally, the study makes a valuable contribution to the literature by enhancing the understanding of financial market dynamics and evaluating the

effects of macroeconomic variables. In this context, the impact of economic policy tools on financial markets is critical for shaping investor behavior and promoting economic stability.

Keywords: Financial Markets, Exchange Rate, Turkish Economy, Time Series Analysis

Jel Codes : B26, C32, F31

1. Giriş

Finansal piyasalar, ülkelerin ekonomik kalkınmasında merkezi bir rol oynamakta aynı zamanda ekonomik kalkınma da yeni piyasaların oluşumunda önemli etkisi bulunmaktadır (Greenwood ve Smith, 1997). Finansal piyasaların liberalizasyonu, tasarruf sahipleri ve yatırımcılar tarafından finansal aracılığın artan kullanımını ve ekonominin parasallaşmasını yansıtan finansal derinleşmeye ve kaynakların zaman içinde insanlar ve kurumlar arasında etkin bir şekilde akışına izin verir (McKinnon, 1973). Finansal piyasalar, finansal fonları verimsiz kullanımlardan verimli kullanımlara yönlendirerek ekonomik verimliliğe önemli katkıda bulunmaktadır (Durusu-Ciftci vd, 2017). Finansal piyasaların gelişmesi ile beraber sermaye birikiminin verimliliği artabilir. Öte yandan finansal aracılık, tasarruf oranını ve dolayısıyla yatırım oranının artırılmasına katkıda bulunabilir (De Gregorio ve Guidotti, 1995). Tüm bunların dışında finansal sistem ile diğer sosyo-ekonomik veya politik sistemler arasındaki olası etkileşimleri dikkate almak da çok önemlidir. Özellikle, belirli bir finansal gelişme düzeyi, belirli bir toplumsal ortamda kaynakların genel dağılımını iyileştirmek için oldukça yararlı olabilirken, diğer koşullarda daha yüksek veya daha düşük bir finansal faaliyet düzeyi daha yeterli olabilmektedir (Graff, 2003).

Borsa, yatırım fonlarını fazla veren ekonomik birimlerden açık veren ekonomik birimlere aktararak hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde finansal aracılık kapsamında önemli rol oynamaktadır. Ekonomi büyüdükçe, ticari kuruluşlar ve bireysel yatırımcılar tarafından yaratılan talebi karşılamak için daha fazla kaynağa ihtiyaç duyulmaktadır. Menkul kıymetler borsası, işletmelere, devlete ve bireysel yatırımcılara, yatırımcıya hisse satarak sermaye artırımı için bir fırsat sağlamaktadır (Black ve Gilson, 1998; Mutuku ve Ng'eny, 2014). Borsa, sermaye oluşumu ve sermaye tahsisinde verimliliği teşvik eden ekonomik bir kurumdur. Borsa, hükümetlerin ve endüstrinin yeni projeleri finanse etmek ve endüstrileri/ticari işletmeleri büyütmek ve modernize etmek için uzun vadeli sermaye elde edilmesine olanak tanımaktadır (Devkota ve Dhungana, 2019). Sermaye piyasası, yerli ve yabancı sermayeyi çekmeye katkıda bulunan bir yatırım kanalı sağlayarak ekonomik büyümeyi ve başarıyı destekler (Keswani ve Wadhwa, 2019).

Makroekonomik değişkenler, borsa getirilerinin performansında önemli rol oynamaktadır (Masuduzzaman, 2012). Yurtiçi fonların çeşitlendirilmesi ve üretken yatırımlara yönlendirilmesi ülke ekonomisi için faydalı olmakla beraber bunun gerçekleşebilmesi için hisse senedi piyasasının makroekonomik değişkenlerle anlamlı bir ilişkiye sahip olması gerekmektedir (Mohammad vd, 2009). Makroekonomik değişkenler, borsa hareketlerini tahmin etmek için elzem unsurlardandır. McKinnon ve Shaw (1973), finansal liberalizasyonun ekonomik büyümeyi destekleyerek sermaye birikimini artırdığına dikkat çekmiştir. Markowitz'in (1952) Portföy Teorisi, yatırımcıların portföy riskini minimize etmek için farklı varlık türlerine yöneldiğini ve bu süreçte makroekonomik değişkenlerin, yatırım kararlarını ve varlık fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini öne sürer. Makroekonomik değişkenler, gelecekteki tüketimi ve yatırım fırsatlarını etkilediğinden, Tüketim Sermaye Varlık Fiyatlandırma Modeli'nde (CCAPM) toplam borsa davranışını belirlemede önemli bir rol oynarlar (Chen, 2009). CCAPM, bir varlığın fiyatının, tüketicilerin gelecekteki tüketim seviyelerini güvence altına alma kabiliyetiyle ilişkili olduğunu öne sürmektedir (Bredenen, 1979). Bu modele göre,

makroekonomik deęişkenler, tüketim ve yatırım fırsatlarını etkileyerek toplam borsa davranışını şekillendirmektedir.

Çalışmada kullanılan açıklayıcı deęişkenlerin seçiminde, finansal piyasa dinamikleri üzerindeki etkilerini açıklayan teorik çerçevelerden faydalanılmıştır. Döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon finansal piyasalar üzerindeki etkileri bakımından literatürde sıkça vurgulanan makroekonomik deęişkenler arasında yer almaktadır.

Dornbusch ve Fischer (1980) tarafından geliştirilen açık ekonomi modeli, döviz kuru dalgalanmalarının, özellikle ticarete konu olan sektörlerdeki şirketlerin rekabet gücünü etkileyerek borsa performansını deęiştirdiğini öne sürmektedir. Döviz kurundaki artış (yerel para biriminin değer kaybı), ihracatçı firmaların gelirlerini artırarak bu şirketlerin kârlılığını olumlu etkileyerek, Türkiye gibi ihracata dayalı ekonomilerde döviz kurunun borsa getirileri üzerindeki pozitif etkisini açıklamaktadır (Dornbusch ve Fischer, 1980). Ancak, ithalata bağımlı sektörlerde artan maliyetler, kur artışlarının negatif bir etkisini yansıtmaktadır. Bu çift yönlü ilişki, piyasanın döviz kuru deęişimlerine verdiği tepkinin sektör yapısına bağılı olduğunu göstermektedir (Barakat vd., 2016).

Faiz oranları, finansal piyasaların performansını etkileyen bir diğer deęişkendir. Keynesyen teoriler ve Fisher Denklemi, faiz oranlarının yatırım ve tüketim kararlarını yönlendiren temel faktörlerden biri olduğunu belirtmektedir (Fisher, 1930). Faiz oranlarındaki artış, şirketlerin borçlanma maliyetlerini yükselterek yatırımlarını kısıtlar ve hisse senedi fiyatlarını düşürür. Aynı zamanda, yüksek faiz oranları alternatif yatırım araçlarının cazibesini artırarak hisse senedi piyasalarındaki talebi azaltabilir. Bu nedenle, faiz oranlarının finansal piyasalar üzerindeki etkisi gerek şirketlerin finansal performansı gerekse yatırımcı davranışları açısından belirleyici bir rol oynamaktadır (Mishkin, 2007).

Enflasyonun finansal piyasalar üzerindeki etkisi ise literatürde farklı yaklaşımlarla ele alınmaktadır. Fama (1981), enflasyonun ekonomik belirsizlikleri artırarak şirket maliyetlerini yükselttiğini ve bu nedenle borsa performansını olumsuz etkilediğini savunur. Ancak Fisher Hipotezi, nominal getiri oranlarının enflasyon oranlarına uyum sağlayabileceğini ve uzun vadede reel getirilerin korunabileceğini öne sürmektedir (Fisher, 1930). Türkiye bağlamında ise yüksek enflasyon dönemlerinde yatırımcıların reel varlıklara yönelme eğilimi, borsa getirileri üzerinde kısa vadeli pozitif etkiler yaratabilir. Bununla birlikte, uzun vadede enflasyona bağılı ekonomik belirsizlikler, bu pozitif etkinin sınırlarını çizebilir (Sayılğan ve Süslü, 2011). Reel GSYH artışı, yatırımcı güvenini artırarak finansal piyasalara olumlu bir katkı sağlamaktadır. Özellikle büyüme dönemlerinde, yatırımcılar ekonomik faaliyetlerdeki artışı borsadaki getirilerle ilişkilendirmektedir.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için makroekonomik deęişkenler ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin araştırılması amaçlanmaktadır. Türkiye ekonomisi, yüksek ithalat bağımlılığı, dalgalı döviz kuru rejimi, enflasyon volatilitesi ve ihracata dayalı büyüme modeli gibi özellikleriyle, makroekonomik deęişkenlerin finansal piyasalar üzerindeki etkisini anlamada özgün bir bağlam sunmaktadır. Bu amaç doğrultusunda 2003:Q1 ile 2023:Q4 arası çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır. Çalışmada makroekonomik deęişkenler olarak nominal dolar satış kuru, mevduat faiz oranı, enflasyon oranı, reel GSYH, Avrupa Brent Petrol Spot Fiyatı seçilmiştir. Bağımlı deęişken olarak da BİST-100 getiri endeksi kullanılmıştır. Çalışma, makroekonomik şokların finansal piyasalar üzerindeki etkilerini anlamak için hem teorik hem de ampirik katkılar sağlamaktadır. Örneğin, 2008 küresel finansal krizinin ve COVID-19 pandemisinin Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri, çalışmada analiz edilen veri seti aracılığıyla değerlendirilmiş ve bu şokların finansal piyasalardaki dinamik etkileri incelenmiştir. Bu çalışma, Türkiye ekonomisinin makroekonomik özelliklerini teorik çerçeveye entegre ederek, literatürdeki genel bulgulara yeni bir perspektif sunmakta ve gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarını anlamaya yönelik katkılar sağlamaktadır. Çalışma kapsamında kullanılan güncel ekonometrik yöntemlerle literatüre önemli katkı sağlanacağı düşünülmektedir. Çalışmanın diğer bölümlerinde literatür taraması, veri seti ve metodoloji, bulgular, sonuç ve politika önerileri yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

Albeni ve Demir (2005), makroekonomik değişkenler ile mali sektör hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. IMKB’de işlem görmekte olan mali sektörde yer alan hisse senetlerinin irdelendiği çalışmada doğrusal regresyon analizi gerçekleştirilmiştir. Yapılan analiz sonucunda mali sektörde bulunan hisse senetlerinin fiyatlarının belirleyicilerinin Cumhuriyet altını, Alman markı, mevduat faiz oranları ve portföy yatırımları olduğu tespit edilmiştir. Gan vd., (2006), makroekonomik göstergeler ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Ocak 1990-Ocak 1993 arası verilerin kullanıldığı çalışmada Yeni Zelanda araştırmaya konu olmuştur. Granger nedensellik testinin uygulandığı çalışmada Yeni Zelanda hisse senedi endeksinin makroekonomik değişkenlerdeki değişiklikler için öncü bir gösterge olduğuna dair hiçbir kanıt rastlanmamıştır. Acikalin vd., (2008), IMKB (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası) getirileri ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkileri analiz etmişlerdir. 1991-2006 dönemini kapsayan üçer aylık verilerin analize dahil edildiği çalışmada eşbütünleşme testleri ve VECM modeli kullanılmıştır. Sonuçlar, GSYİH, döviz kuru ve cari hesaplar dengesindeki değişimlerin IMKB endeksi üzerinde etkili olduğu yönündedir. Kyereboah-Coleman ve Agyire-Tettey (2008), Gana borsası için makroekonomik göstergelerin borsa üzerine etkisini incelemişlerdir. 1991-2005 dönemini kapsayan 3 aylık verilerin kullanıldığı çalışmada eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli teknikleri uygulanmıştır. Çalışmanın bulguları incelendiğinde mevduat bankalarından alınan kredilerin borsa performansı üzerinde olumsuz bir etkisinin var olduğu bilgisi elde edilmiştir. Ayrıca enflasyonun da borsa performansını negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Humpe ve Macmillan (2009), ABD ve Japonya için makroekonomik değişkenlerin uzun dönemde hisse senedi fiyatlarına etkisini analiz etmişlerdir. Eşbütünleşme analizinin yapıldığı çalışmada ABD ekonomisinde tek bir eşbütünleşme vektörüyle tutarlı olduğu tespit edilmiştir. Hisse senedi fiyatlarının sanayi üretimiyle pozitif, tüketici fiyat endeksi ve uzun vadeli faiz oranıyla negatif yönlü ilişki içerisinde olduğu saptanmıştır. Japonya verileri için ise iki eşbütünleşme vektörü bulgusuna rastlanmıştır. Eşbütünleşme vektörünün birisinde hisse senedi fiyatlarının sanayi üretimi tarafından pozitif, para arzı tarafından negatif etkilendiği saptanmış olup diğer eşbütünleşme vektörü için, sanayi üretiminin tüketici fiyat endeksi ve uzun vadeli faiz oranından negatif etkilendiği bulgusuna ulaşılmıştır. Owusu-Nantwi ve Kuwornu (2011), makroekonomik faktörler ile borsa getirileri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Gana borsasının incelendiği çalışmada Ocak 1992’den Aralık 2008’e kadar olan aylık veriler analize dahil edilmiştir. OLS modeli ile yapılan analizler sonucunda borsa getirileri ile TÜFE arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanmıştır. Öte yandan, ham petrol fiyatları, döviz kuru ve hazine bonolarının borsa getirileri üzerinde etkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Pal ve Mittal (2011), Hindistan’da faiz oranları, enflasyon oranı, döviz kurları ve gayrisafi yurtiçi tasarruf ile sermaye piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Ocak 1995’ten Aralık 2008’e kadar olan dönemi kapsayan 3 aylık veriler analize dahil edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda belirtilen makroekonomik değişkenler ile Hindistan hisse senedi endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir.

Sayılğan ve Süslü (2011), makroekonomik değişkenlerin hisse getirilerine olan etkilerini analiz etmişlerdir. Gelişmekte olan ülkelerin incelendiği çalışmada panel veri analizi yapılmıştır. Analizler sonucunda enflasyonun, döviz kurunun ve S&P 500 endeksinin hisse senedi getirileri üzerinde etkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Fakat GSYİH, faiz oranı, petrol fiyatları ve para arzının hisse senedi getirilerine etkilerinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu saptanmıştır. Ouma ve Muriu (2014), Kenya’da makroekonomik göstergelerin hisse senedi piyasasına olan etkilerini incelemişlerdir. 2003-2013 dönemi arası verilerin kullanıldığı çalışmada OLS tekniği ile analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışmada ulaşılan bulgulara göre Kenya’da para arzı, döviz kurları ve enflasyon hisse senedi getirilerini etkilemektedir. Fakat döviz kurlarının hisse senedi getirileri üzerinde negatif etkileri bulunmaktadır. Barakat vd., (2016), Ocak 1998’den Ocak 2014’e kadar olan dönemde Mısır ve Tunus için hisse senedi piyasası ve makroekonomik

faktörler arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Granger nedensellik testi ve Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Analizler sonucunda Mısır'da TÜFE, döviz kuru, faiz oranı ve para arzı ile piyasa endeksi arasında nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Benzer bulgular Tunus için de ulaşılmış fakat Tunus ekonomisinde TÜFE ve piyasa endeksi arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Bu bulguların dışında her iki ülkede de dört makroekonomik değişkenin borsa ile uzun dönemde eşbütünleşik olduğunu göstermektedir.

Şengönül vd., (2018), makroekonomik değişkenler ve finansal faktörler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemiştir. Türkiye'nin analiz edildiği çalışmada 2005:01-2018:05 dönemi araştırılmıştır. SVAR yönteminin tercih edildiği çalışmada döviz kurlarının sebep olduğu yapısal şokların uzun dönem için piyasaya olan etkisinin yoğun olduğu saptanmıştır. Fattah ve Kocabıyık (2020), makroekonomik unsurların borsa endekslerine etkisini araştırmışlardır. ABD ve Türkiye'nin incelendiği çalışmada Ocak 2010-Şubat 2019 dönemini kapsayan veriler analize dahil edilmiştir. Zaman serisi analizinin gerçekleştirildiği çalışmada Türkiye'de döviz kuru ve para arzı ile BIST 100 endeksi değişkenleri kapsamında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. TÜFE'den BİST 100'e ise tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır. ABD'de ise para arzından S&P 500 endeksine tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı kanıtlanmıştır. Asravor ve Fonu (2021), Gana'da makroekonomik değişkenler ve borsa arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 1992-2017 dönemini kapsayan verilerin kullanıldığı çalışmada ARDL analizi yapılmıştır. Analizler sonucunda makroekonomik değişkenler ile borsa getirileri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına rastlanmıştır. Para arzının, enflasyon oranının ve beşerî sermayenin borsa üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu, buna karşın doğrudan yabancı yatırımların ve faiz oranının borsa üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu ortaya konulmuştur. Hashmi ve Chang (2023), E-7 ülkelerinde makroekonomik faktörlerin hisse senedi piyasalarına olan etkisini araştırmışlardır. Hem ARDL hem de QARDL metotlarının uygulandığı çalışmada ARDL bulgularına göre uzun vadede doğrudan yabancı yatırımın, dış ticaret dengesinin ve endüstriyel üretim endeksinin hisse senedi piyasalarını önemli ölçüde etkilediği saptanmıştır.

Khan vd., (2023), petrol fiyatları, altın fiyatları ve döviz kurunun Şanghay borsası getirileri üzerindeki etkisini analiz etmeyi amaçlamışlardır. Ocak 2000'den Aralık 2018'e kadar olan zaman serisi verilerinin kullanıldığı çalışmada Dinamik ARDL modeli kullanılarak analiz yapılmıştır. Analiz sonuçlarına göre petrol fiyatları ve altın fiyatları, kısa vadede ve uzun vadede hisse senedi getirileri üzerinde pozitif bir etkiye sahipken, döviz kuru ise hem kısa vadede hem de uzun vadede borsa getirileri üstünde negatif etkiye sahiptir. Mohnot vd., (2024), Malezya'da politikalarda ve döviz kuru rejiminde yapılan bazı dönüşümsel değişikliklerin ardından makroekonomik değişkenler ile borsa endeksleri arasındaki dinamik bağlantıları incelemiştir. Ocak 2005-Ağustos 2021 arası aylık verilerin kullanıldığı çalışmada VAR modeli ile analiz gerçekleştirilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespit edildiği çalışmada para arzının, enflasyonun ve ÜFE'nin borsayı olumsuz yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.

Literatürdeki bulgular, makroekonomik değişkenlerin finansal piyasalar üzerindeki etkisinin oldukça karmaşık ve ülke ile dönem koşullarına göre farklılaştığını göstermektedir. Türkiye özelinde yapılan çalışmalar, makroekonomik unsurların özellikle döviz kuru ve enflasyon gibi değişkenler üzerinden piyasalarda belirleyici olduğunu ortaya koymuştur. Bu bağlamda, bu çalışmanın Türkiye ekonomisi üzerine odaklanması, literatürdeki boşlukları doldurmak ve mevcut bulguları genişletmek açısından önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

3. Veri Seti ve Metodoloji

Türkiye ekonomisinde finansal piyasaların göstergesi olarak hisse senedi piyasaları ile döviz kuru arasındaki ilişkilerin, 2003:Q1 ile 2023:Q4 arası çeyrek dönemlik verilerle incelendiği bu çalışma kapsamında zaman serisi yöntemlerinden faydalanılmıştır. Bu bağlamda ampirik analizin aşamaları Tablo-1 aracılığıyla gösterilmiştir.

Tablo 1. Analiz Aşamaları

1.Aşama	2.Aşama	3.Aşama	4.Aşama
Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi	Birim Kök Testleri ADF ve RALS-LM)	Eş bütünleşme Testi (A-ARDL)	Nedensellik Analizi (Hacker ve Hatemi-J Bootstrap Testi)

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklerin ve korelasyon matrisinin sunulmasından sonra ampirik analizin ikinci aşamasını serilere ait durağanlık özelliklerinin birim kök testleri (BKT) aracılığıyla sınanması oluşturmaktadır. Düzeyde durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin varlığı çalışma kapsamında Augmented ARDL (A-ARDL) eş bütünleşme testiyle sınanmaktadır. Ampirik analizin son aşamasını ise Hacker ve Hatemi-J (H-H) (2006) tarafından geliştirilen Bootstrap nedensellik analiziyle yardımıyla seriler arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmak oluşturmaktadır.

Çalışmanın ampirik kısmına geçmeden önce değişkenlerin logaritmik dönüşümleri gerçekleştirilmiştir. Logaritmik dönüşüm, değişkenlerin daha düzgün dağılım göstermesini sağlayarak, seriler arasında esnekliğin daha iyi anlaşılmasına olanak vermektedir (Gujarati ve Porter, 2009). Bu bağlamda hisse senedi piyasaları (BİST-100 getiri) ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemek için Eşitlik-1'de belirtilen model geliştirilmiştir.

$$lbist = \alpha_0 + \beta_1 lex + \beta_2 lfaiz + \beta_3 lmf + \beta_4 lgdp + \beta_5 loil + \varepsilon_t \quad (1)$$

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo-2 aracılığıyla, korelasyon matrisi ise Tablo-3'te sunulmaktadır. Çalışmada kullanılan tüm değişkenler Merkez Bankası Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den alınmıştır. Makroekonomik seriler özellikle aylık ve çeyrek dönemlik verilerde mevsimsellik olgusuna sahip olabilmektedir. Bu bağlamda mevsimsellik taşıdığı saptanan lgdp ve ltufe değişkenlerine ait mevsimsellik STL (Seasonal-Trend Decomposition using Loess) decomposition yöntemiyle giderilmiştir. STL decomposition yöntemi, zaman serilerini üç temel bileşene ayırmaktadır, trend, mevsimsel ve rastgele (kalıntı) bileşenler. Bu yöntem, parametrik olmayan bir yaklaşım olan loess regresyonunu kullanarak her bir bileşeni iteratif şekilde tahmin etmektedir (Cleveland vd., 1990).

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Tanımı	Ort.	Mak.	Min.	Stnd. Dağılım
lbist	BİST-100 getiri endeksi	1806.933	15627.09	107.66	2789.110
lex	Nominal dolar satış kuru	4.527	28.510	1.190	5.702
lfaiz	Mevduat faiz oranı	14.528	47.924	5.431	8.126
ltufe	Tüketici Fiyatları Endeksi	336.959	1804.997	96.373	330.308
lgdp	Reel GSYH	3.52E+08	6.05E+08	1.68E+08	1.11E+08
loil	Avrupa Brent Petrol Spot Fiyatı	71.757	138.400	14.850	27.006

Nominal dolar satış kuru, mevduat faiz oranı, enflasyon oranı, reel GSYH'nın yanında Avrupa Brent Petrol Spot Fiyatı değişkeni de açıklayıcı değişken olarak modele ilave edilmiştir. Brent petrol fiyatlarının modele dahil edilmesinin nedeni, petrolün Türkiye ekonomisinde enerji sektörü açısından kritik bir ithal girdi olması ve enerji maliyetlerinin diğer makroekonomik değişkenler ile finansal piyasalar üzerinde önemli etkiler yaratmasıdır. Türkiye, enerji ihtiyacının büyük bir kısmını ithal petrol ve doğalgaz yoluyla karşılayan bir ülkedir. Brent petrol fiyatlarındaki değişimler, ithalat maliyetlerini ve buna bağlı olarak döviz kuru, enflasyon ve genel ekonomik faaliyetler üzerinde doğrudan etkiler oluşturabilmektedir (TÜİK, 2022).

Serilere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo- 2 aracılığıyla verilmiştir. Çalışmanın kapsamında yer alan zaman aralığında meydana gelen bir takım ekonomik-politik olayların (2008 krizi, Covid-19, Rusya Ukrayna savaşı vb.) Türkiye ekonomisi üzerindeki

etkileri, kullanılan veri setinde belirgin olarak gözlemlenmiştir. Örneğin, 2008 krizi sırasında reel GSYH'deki ani düşüşler ve döviz kurlarındaki dalgalanmalar, finansal piyasalardaki oynaklığı artırmıştır. Benzer şekilde, COVID-19 pandemisi döneminde küresel petrol talebinin azalması ve petrol fiyatlarının düşüşü, Türkiye'nin enerji ithalatına ve dolayısıyla döviz kuru ve borsa endeksi üzerinde etkiler meydana getirmiştir. Bu bağlamda, hem 2008 krizi hem de COVID-19 dönemine yönelik kukla değişkenler kullanılarak ilgili şokların finansal piyasalar üzerindeki etkileri değerlendirilmiştir.

Korelasyon matrisi değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü ve olası çoklu doğrusal bağlantı sorununun tespitinde önsel bir analiz yöntemi olarak kullanılmaktadır. Analiz, modelde yer alan tüm değişkenlerle bağımlı değişken arasında doğrusal yönlü bir ilişkinin olduğunu ve sadece enflasyon ile borsa değişkeni arasında olası bir çoklu doğrusal bağlantı sorunu olabileceğini ifade etmektedir.

Tablo 3. Korelasyon Matrisi

Değişken	lbist	lex	lfaiz	linf	lgdp	oil
lbist	1.000					
lex	0.663	1.000				
lfaiz	0.250	0.281	1.000			
linf	0.966	0.789	0.225	1.000		
lgdp	0.699	0.777	-0.103	0.797	1.000	
loil	0.163	0.120	-0.378	0.150	0.138	1.000

4. Metodoloji

Zaman serisi analizinde ilk aşamayı serilerin durağanlığını araştırmak oluşturmaktadır. İlgili serinin birim kök içermesi serinin durağan olmadığı anlamına gelmektedir (Mert ve Çağlar, 2019). Bu kapsamda serilere ait durağanlık sınaması literatürde sıklıkla kullanılan ADF BKT sınanacaktır. Durağanlığı sınanacak bir y_t serisinin test istatistiğinin hesaplanacağı eşitlik şu şekilde kurulmaktadır;

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik-2 yardımıyla hesaplanan ADF test istatistiğiyle hipotezler şu şekilde kurulmaktadır.

$$H_0: \lambda = 0 \text{ (Seri birim kök içermektedir, durağan dışı)}$$

$$H_1: \lambda < 0 \text{ (Seri birim kök içermemektedir, durağan)}$$

Hesaplanan test istatistiği kritik değerden küçükse, temel hipotez reddedilerek ilgili serinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

Yapısal kırılma, zaman serisi analizinde serinin istatistiksel özelliklerinde ani/kademeli ve kalıcı değişikliklere neden olan olayları ifade eder. Bu değişiklikler, ekonomik krizler, politik değişiklikler, doğal afetler veya teknolojik yenilikler gibi dışsal faktörlerden kaynaklanabilir ve serinin trendinde, ortalamasında veya varyansında değişimlere neden olabilir. Yapısal kırılmalar, zaman serisi analizinde dikkate alınmadığında, modelleme ve tahmin sonuçlarının güvenilirliğini ciddi şekilde etkileyebilmektedir (Perron, 1989).

BKT'de yapısal kırılmaların modellenemesinin yanında bu testlerde hata terimine ait kalıntıların normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır. Yapısal kırılmaların ve normallik varsayımının ihlal edilmesi durumunda BKT'lerin sonuçları güvenilirliğini yitirecektir. RALS (Residual Augmented Least Squares) BKT, kalıntıların normal dağılım varsayımının gerçekleşmediği durumlarda kullanılan bir yöntemdir. RALS BKT'nin teorik temeli, kalıntıların normal dağılım varsayımının geçerli olmadığı durumlarda asimptotik dağılımlarını düzelterek daha doğru sonuçlar elde etmeye dayanır. RALS testleri, kalıntıların momentlerini (ortalama, varyans, çarpıklık, basıklık) kullanarak hata

terimlerinin dağılımını daha doğru bir şekilde modellemeyi sağlar (Im vd., 2014). Bu çalışma kapsamında serilerin durağanlığı ayrıca Meng vd., (2017) tarafından geliştirilen RALS-LM yapısal kırılmalı BKT ile de sınanacaktır. Sabit terimde ve deterministik terimde iki yapısal kırılmaya kadar modellenebilen RALS-LM BKT iki aşamalı bir tahmin sürecinden oluşmaktadır.

İlk aşamada, LM test regresyonu EKK ile tahmin edilerek, bu test regresyonuna ait kalıntılar elde edilmektedir,

$$\Delta y_t = \gamma \Delta z_t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \vartheta_k y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Eşitlik 3'teki deterministik bileşen yapısı şu şekilde tanımlanmaktadır;

$$z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$$

D_{1t}, D_{2t} sabit terimdeki bir ve ikinci kırılmayı belirten kukla değişkenleri DT_{1t}, DT_{2t} ise deterministik trenddeki kırılmaları modellemek için ilave edilen kukla değişkenleri ifade etmektedir (Hepsağ, 2022, ss. 226-227). 3 numaralı eşitlikten kalıntı serisine ait ikinci ve üçüncü momentler yardımıyla kalıntılarla genişletilmiş değişkenler olarak adlandırılan $(\hat{w}_{2t}, \hat{w}_{3t})$ değişkenleri elde edilerek eşitlik 3'e eklenmektedir.

$$\Delta y_t = \gamma \Delta z_t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \vartheta_k y_{t-1} + \delta_2 \hat{w}_{2t} + \delta_3 \hat{w}_{3t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Bu eşitlikten RALS-LM test istatistiği aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanmaktadır;

$$\tau_{RALS-LM} = \rho \tau_{LM} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (5)$$

Eşitlik 5'te, ρ^2 iki hata teriminin varyanslarının göreceli oranını ifade ederken, Z ise sıfır ortalamalı ve birim varyanslı tesadüfi bir değişkendir (Meng vd., 2017)

Durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin varlığı eşbütünlüşme testleri yardımıyla sınanmaktadır. Eşbütünlüşme yöntemi, serilerin bireysel olarak durağan olmamalarına rağmen, belirli bir doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceği varsayımına dayanır (Engle ve Granger, 1987). Eşbütünlüşme, ekonomik değişkenler arasındaki uzun vadeli denge ilişkilerini modellemeyi mümkün kılarak, politika yapıcılar ve araştırmacılar için önemli bilgiler sunmaktadır. Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımının diğer eşbütünlüşme testlerine göre birtakım avantajları bulunmaktadır. Bu yaklaşım geleneksel eşbütünlüşme testlerinin aksine tüm değişkenlerin I (1) olmasını gerektirmemektedir. Düzeyde durağan ve/veya birinci farklarında durağan serilere uygulanabilmektedir (Dritsakis, 2011). ARDL sınır testi kapsamında ayrıca tüm değişkenlerin içsel olduğu kabul edilerek, modele ait kısa ve uzun dönem katsayılar ile hata düzeltme terimi (ECT) eşanlı olarak tahmin edilmektedir (Pesaran vd., 2001; Nkoro ve Uko, 2016). Bu bağlamda, ARDL yöntemi serilerin durağanlık düzeylerindeki farklılıklar ve bu çalışmada olduğu gibi gözlem sayısının nispeten sınırlı olması nedeniyle tercih edilmiştir. ARDL sınır testinde bağımlı değişkenin I(1) olması ve dejenere olarak adlandırılan sahte eşbütünlüşme durumlarının bulunmaması kısıtlarına sahiptir (Sam vd., 2019). Bu kısıtları gidermek amacıyla Sam vd., (2019) tarafından Genişletilmiş Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (A-ARDL) sınır testi yaklaşımı geliştirilmiştir. Bu yöntem, geleneksel ARDL modellerine kıyasla sahte eşbütünlüşme durumlarını (dejenere 1 ve dejenere 2) önleme avantajı sunmaktadır (Sam vd., 2019). Bağımsız değişkenlere ait ek bir F testi içeren bu yaklaşım, bağımlı değişkenin durağan olduğu durumlarda kullanılabilir.

Bu test kapsamında Eşitlik 6'da belirtilen model kurulmuştur.

$$\begin{aligned} \Delta lbist_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \gamma_{1i} \Delta lbist_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{2i} \Delta lex_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{3i} \Delta lfaiz_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^n \gamma_{4i} \Delta inf_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{5i} \Delta lgdp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{5i} \Delta oil_{t-i} + \delta_1 lbist_{t-1} + \delta_2 lex_{t-1} + \\ & \delta_3 lfaiz_{t-1} + \delta_4 inf_{t-1} + \delta_5 lgdp_{t-1} + \delta_6 oil_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

A-ARDL sınır testi kapsamında temel hipotezler şu şekilde kurulmaktadır.

$$F_{all} = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$

$$t_{dv} = \delta_1 = 0$$

$$F_{idv} = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$

F_{all} tüm bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait katsayıların sıfıra eşitliğinin sınanmasını, d_{dv} , bağımlı değişkene ait katsayının sıfıra eşitliğini sınanmasını, ve Sam vd., (2019) tarafından geliştirilen, F_{idv} bağımsız değişkenlere ait katsayıların sıfıra eşitliğinin sınanmasından oluşmaktadır. Her üç test istatistiği kritik değerden büyük olursa seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. F_{all} ve F_{idv} test istatistikleri anlamlı, t_{dv} anlamsız ise seriler arasında gerçek bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı durumları belirten 'dejenere 1' durumu, diğer iki testin anlamlı fakat F_{idv} test istatistiği anlamsız çıkarsa 'dejenere 2' durumu ortaya çıkmaktadır (Sam vd., 2019; Pata vd., 2023). A-ARDL sınır testinde, sonuçların güvenilirliği için ayrıca bir takım tanısal testler gerçekleştirilmektedir. Bu çalışma kapsamında, kalıntıların değişen varyanslığı, White testiyle, otokorelasyon sınaması Breusch-Godfrey LM testiyle, modelin kalıntılarının normal dağılıp dağılmadığını Jarque-Bera normallik sınamasıyla, model spesifikasyon sınaması Ramsey RESET testi aracılığıyla ve son olarak, modelin istikrarlılığını ve öngörü amacıyla kullanıp kullanılmayacağını CUSUM ve CUSUM kare testleriyle sınanmaktadır.

Ampirik analizin son aşamasını seriler arasındaki nedensellik ilişkilerin araştırılması oluşturmaktadır. Bu kapsamda seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Hacker ve Hatemi-J (2006) (H-H) tarafından geliştirilen Bootstrap nedensellik testi aracılığıyla sınanmaktadır. Granger (1969)'ın literatüre kazandırdığı nedensellik analizi seriler arasındaki dinamik ilişkiler ortaya çıkarmasıyla ampirik analizlerdeki en önemli ve temel uygulamalardan biri haline gelmiştir. Hata terimlerinin ARCH etkilerine veya normal dağılım varsayımını ihlal eden özelliklere sahip olduğu durumlarda, geleneksel Granger nedensellik testleri güvenilir sonuçlar üretememektedir. Hacker ve Hatemi-J testi, bootstrap tabanlı kritik değerler kullanarak küçük örneklem yanlışlıklarını düzelterek daha sağlam sonuçlar sağlamaktadır (Hacker ve Hatemi-J, 2006). H-H (2006) tarafından geliştirilen nedensellik testi, Toda ve Yamamoto (1995) (T-Y) nedensellik analizine dayanmaktadır (Arı, 2016). Bu test kapsamında serilerin nedensellik ilişkilerinin sınaması gecikme uzunlukları ile maksimum bütünleşme dereceleriyle genişletilmiş bir VAR modeli yardımıyla araştırılmaktadır (Yıldırım ve Kesikoğlu, 2012). T-Y (1995) nedensellik testi asimptotik ki-kare dağılımını, H-H (2006) ise boyut çarpıklarını ortadan kaldırmak için kaldıraçlı (leveraged) bootstrap dağılımının kullanılmasını önermektedirler. H-H (2006) hata teriminin ARCH ve normal dağılmama özelliklerine sahip olduğunda T-Y (1995) testinin seriler arasında nedensellik olmadığını belirten temel hipotezi reddetme yönünde sapmalı sonuçlar göstereceğini belirtmişlerdir (Hacker ve Hatemi-J, 2006; Yıldırım ve Kesikoğlu, 2012).

H-H (2006) testinin T-Y (1995) nedensellik testine dayandığını belirtilmişti, bu bağlamda, H-H (2006) testini T-Y(1995) testinden yola çıkılarak teorik olarak açıklanabilmektedir.

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\phi}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{\phi}_k y_{t-k} + \dots + \hat{\phi}_{k+dmax} y_{t-k-dmax} + \hat{\varepsilon}_t \quad (7)$$

Bu eşitlikte, k gecikme uzunluğunu, $dmax$ maksimum bütünleşme derecesini ifade etmektedir. 7 numaralı eşitlik kompakt bir şekilde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y = \widehat{D}Z + \hat{\varepsilon} \quad (8)$$

$Y = (y_1, \dots, y_T)$ ($n \times T$) matrisi;

$\widehat{D} = (\hat{\alpha}, \hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_k, \dots, \hat{\phi}_{k+dmax})$ ($n \times (1 + n(k + dmax))$) matrisini,

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-k-dmax+1} \end{bmatrix} \quad ((1+n(k+dmax)) \times 1) \text{ matrisini; } t = 1, \dots, T;$$

$Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1})$ $((1+n(k+dmax)) \times T)$ matrisini, $\hat{\vartheta} = (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T)$ ise $(n \times T)$ matrisini temsil etmektedir. Bu eşitlikten, $\hat{\vartheta}_U$ $(n \times T)$ boyutlu kalıntılar matrisi tahmin edilir ve bu kalıntıların varyans/kovaryans matrisi (S_U) hesaplanır.

MWALD test istatistiği şu eşitlik yardımıyla hesaplanabilmektedir;

$$MWALD = (C\hat{\delta})[C((\hat{Z}Z)^{-1} \oplus S_U)\hat{C}]^{-1} (C\hat{\delta}) \quad (9)$$

Eşitlik-9'da \oplus Kronecker çarpımı, C ise $k \times n(1+n(k+dmax))$ matrisini temsil etmektedir. T-Y (1995) nedensellik testinde temel hipotez şu şekilde kurulmaktadır,

$$H_0 = C\delta = 0.$$

Test istatistiğinin 9 numaralı eşitlik yardımıyla hesaplandığı T-Y (1995) testinden yola çıkan H-H (2006), her bootstrap simülasyonu için, bu regresyondan elde edilen katsayı tahminlerine $\hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_k$; orijinal y_{t-1}, \dots, y_{t-p} verilerine ve bootstraplı kalıntılara $\hat{\varepsilon}_t^*$, dayanarak, simüle edilmiş veri y_t^* , $t = 1, \dots, T$, oluşturmuşlardır;

y_{1t} ve y_{2t} için $T \times 1$ kaldıraç vektörleri;

$$h_1 = \text{diag}(X_1(X_1'X_1)^{-1}X_1')$$

$$h_2 = \text{diag}(X(X'X)^{-1}X')$$

y_{1t} belirleyen denklem için, regresyonun açıklayıcı değişkenler matrisi X_1 'dir. y_{2t} belirleyen eşitlik için ise, regresyonun açıklayıcı değişkenler matrisi X'dir;

y_{it} için $\tilde{\varepsilon}_{it}$ 1 nolu regresyon elde edilen ham artıkları göstermektedir. y_{it} için modifiye edilmiş artıklar ise şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\varepsilon}_{it}^m = \frac{\tilde{\varepsilon}_{it}}{\sqrt{1-h_{it}}} \quad (10)$$

H-H(2006), bootstrap kritik değerlerini hesaplamak için simülasyonu 800 defa tekrarlayarak her bir simülasyon için MWALD test istatistiği hesaplanmaktadır.

5. Bulgular

Türkiye ekonomisi için 2003:Q1 ile 2023:Q4 arası dönemde borsa getiri endeksi ile döviz kuru özelinde seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışma kapsamında ampirik analizin bulguları bu başlık altında sunulmaktadır.

Tablo 4. ADF BKT Sonuçları

Değişken	Sabit Terimli		Sabit ve Trendli Model	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
lbist	0.0129	-8.1481***	-1.2660	-8.1301***
lex	4.9335	-7.0691***	1.6801	-6.1706***
lfaiz	-1.3071	-5.3446***	-0.9133	-6.2567***
linf	3.8367	-3.7685***	3.1704	-4.9154***
lgdp	-0.5469	-4.3470***	-2.9967	-4.3175***
loil	-3.6375**	-	-3.5871**	-

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlam düzeyini ifade etmektedir.

Serilerin öncelikle ADF BKT sonuçları sunulmuştur. lbist, lex, lfaiz, linf ve lgdp değişkenleri sabit terimli modelde düzey değerinde durağan değildir I(0), ancak birinci

farklarında durağandır I(1). Bu durum hem sabit terimli hem de trendli modelde geçerlidir. loil değişkeni ise hem sabitli hem de sabitli ve trendli modelde düzey değerinde durağan çıkmıştır. Bu sonuçlar, serilerinin çoğunun seviyelerinde birim kök içerdiğini ve birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini göstermektedir. Bu bağlamda, serilerin birinci dereceden bütünleşik I(1) olduğu sonuca varılmaktadır. Sadece loil değişkeni, hem sabit terimli hem de trendli modelde seviyesinde durağan bulunmuştur I(0).

ADF BKT'inde yapısal kırılmalar modellenememekte ve serilere ait kalıntıların normal dağıldığı varsayılmaktadır. Serilere ait kalıntılar normal dağılmadığından ve analiz dönemi boyunca Türkiye ekonomisinde yapısal kırılmalar mevcut olduğundan serilere ait durağanlık özelliği ayrıca çift yapısal kırılmalı RALS-LM BKT ile de sınanmıştır. Tablo 5'te ilgili teste ait sonuçlar sunulmuştur.

Tablo 5. RALS-LM BKT sonucu

Değişken	Kırılma Tarihleri	Gecikme Uz.	ρ^2 değeri	Test İst.	Kritik Değer %5	Sonuç
lbist	2006:03/2021:02	1	0.925	-5.622	-4.146	I(0)
lex	2014:04/2021:02	1	0.855	-3.738	-4.040	I(1)
lfaiz	2019:01/2020:02	1	0.823	-3.902	-4.040	I(1)
linf	2004:04/2021:03	7	0.817	-2.809	-4.040	I(1)
lgdp	2008:02/2009:04	4	0.672	-3.948	-3.918	I(0)
loil	2019:03/2020:02	0	0.629	-11.30768	-3.778	I(0)

RALS-LM testi sonuçlarına göre, lbist, lgdp ve loil düzey değerlerinde durağan I(0) çıkmıştır. Diğer taraftan, lex, lfaiz ve linf serileri birim kök içermekte ve birinci farklarında durağan hale gelmektedir I(1). Bu durum, yapısal kırılmaların ve kalıntıların normal dağılmaması durumunda serilerin durağanlık özellikleri üzerinde önemli bir etkisi olduğunu göstermektedir. lbist ve loil değişkenindeki kırılma tarihleri, Türkiye ekonomisinin finansal piyasalarındaki önemli değişim dönemlerini ve Covid-19 pandemi dönemlerinde küresel petrol talebi ve fiyatları üzerindeki ani etkilerini yansıtmaktadır. lgdp değişkenindeki kırılma tarihleri, 2008 küresel finansal krizinin Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini göstermektedir. linf, lfaiz ve lex değişkenlerindeki kırılma tarihleri ise Türkiye'deki ekonomik ve politik belirsizlikler ile döviz kurlarındaki büyük dalgalanmaların olduğu, Merkez Bankası'nın faiz politikalarında yaptığı keskin değişiklikleri ve pandemi sürecini kapsamaktadır.

RALS-LM BKT sonuçlarına göre farklı seviyelerde durağan çıkan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin ARDL sınır testiyle sınanması gerekliliğini ortaya koymaktadır. Bağımlı değişkenin düzey değerinde durağan olması ve nispeten gözlem sayısının az olması nedeniyle A-ARDL yöntemi uzun dönemli ilişkileri incelemek için tercih edilmiştir.

Tablo 6. A-ARDL Sonuçları

Eşbütünleşme Sonuçları	F_{all}		t_{dv}		F_{idv}
	8.7538		-5.4137		10.4742
Uzun dönem katsayılar(Model 5)1,2,4,1,1,0	Değişken	Katsayı	Standrt. H.	t. İst.	Olasılık D.
	lex	0.8104	0.2627	3.0843	0.003
	lfaiz	-0.5339	0.1251	-4.2627	0.0001
	linf	1.7351	0.3017	5.7511	0.0000
	lgdp	1.3659	0.3780	3.6127	0.0006
Kısa dönem katsayılar ve ECT	loil	0.0182	0.0766	0.2385	0.0812
	Değişken	Katsayı	Standrt. H.	t. İst.	Olasılık D.
	C	-15.2693	2.0270	-7.5327	0.000
	Trend	-0.0204	0.0029	-6.9626	0.0000
	D(lex)	-0.4402	0.1790	-2.4585	0.0167
	D(lex(-1))	-0.4669	0.2026	-2.3039	0.0245
	D(lfaiz)	-0.0427	0.1062	-0.4021	0.6889
	D(lfaiz(-1))	0.0723	0.1227	0.5898	0.5574
	D(lfaiz(-2))	-0.1080	0.1197	-0.9019	0.3705
	D(lfaiz(-3))	0.3828	0.1168	3.2775	0.0017
	D(lgdp)	0.5121	0.1242	4.1200	0.0001
	D(loil)	0.1985	0.0427	4.6494	0.0000
	Dummy2008	-0.0582	0.0868	-0.6707	0.5049
	DummyCovid	-0.1662	0.0842	-1.9732	0.0531
	ECT	-0.5682	0.0754	-7.5293	0.0000
Tanısal Testler	Test			Olasılık Değeri	
	White Heteroscedasticity Test			0.4788	
	Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi			0.1491	
	RAMSEY Reset Testi			0.4382	
	Jarque-Bera Normallik Sınaması			0.8353	

Not: F_{all} testi için kritik değer Narayan (2005), t_{dv} test istatistiği Pesaran vd., (2001) ve F_{idv} test istatistiği Sam vd., (2019) çalışmalarından elde edilmiştir. %5 kritik değerleri sırasıyla, $I(0)=3.335/I(1)=4.535$; $I(0)=-3.41/I(1)=-4.52$; $I(0)=2.34/I(1)=4.13$

A-ARDL eşbütünleşme testi, uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme terimi son olarak tanısal testlere ait sonuçlar Tablo-6'da sunulmuştur. Model sonuçları uzun dönem katsayılar, kısa dönem katsayılar ve ECT ile tanısal testler çerçevesinde değerlendirilmiştir. Her üç eşbütünleşme test istatistiği kritik tablo değerinden büyük olması seriler arasında 'gerçek' bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda, Türkiye ekonomisinde borsa getiri endeksi, döviz kuru, faiz oranı, enflasyon oranı, reel GSYH ve petrol fiyatları değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Bu sonuç literatürde yapılan çalışmalar olan, Pal ve Mittal (2011), Barakat vd. (2016) ve Asravor ve Fonu (2021) sonuçlarıyla aynı doğrultuda çıkmıştır. Çalışmada tahmin edilen uzun ve kısa dönem katsayılar, Türkiye ekonomisindeki makroekonomik değişkenlerin finansal piyasalar üzerindeki etkilerini anlamada kritik bir öneme sahiptir. Uzun dönem katsayıları, makroekonomik değişkenlerin borsa getirileri üzerindeki kalıcı etkilerini yansıtırken, kısa dönem katsayıları, bu değişkenlerdeki ani değişimlerin finansal piyasalar üzerindeki kısa vadeli etkilerini ortaya koymaktadır. Serilerin logaritmik dönüşümleri yapıldığından katsayılar doğrudan esneklik katsayısını verecektir. Uzun dönem katsayıları, döviz kuru, reel GSYH ve enflasyon oranının borsa getirileri üzerinde pozitif etkileri olduğunu göstermektedir.

Nominal döviz kurundaki %1 artış, lbist değişkeninde uzun dönemde %0.81 artışa neden olmaktadır. Döviz kurundaki artışlar (Türk lirasının değer kaybetmesi) borsa getiri endeksi üzerinde olumlu etkiler oluşturmaktadır. Bu sonuç, ihracat odaklı sektörlerin borsada güçlü bir ağırlığa sahip olduğu Türkiye ekonomisinde, döviz kurundaki artışların ihracat gelirlerini artırarak şirket kârlılıklarını olumlu etkilediğini göstermektedir. Bu durum, hisse senedi fiyatlarının yükselmesine ve dolayısıyla borsa getirilerinin artmasına yol açmaktadır. Bu mekanizma, özellikle döviz kuru değişimlerinin rekabet avantajı sağladığı gelişmekte olan ülkelerde sıkça gözlemlenmektedir (Dornbusch ve Fischer, 1980). Türkiye ekonomisi gibi dışa açık ihracata dayalı büyüme politikası güden ülkelerde döviz kurundaki artışlar, ihracat gelirlerini artırarak şirketlerin kârlılığını ve dolayısıyla borsa getiri endeksini olumlu yönde etkileyebilmektedir. Bulgular literatürdeki çalışmalarla da uyum göstermektedir. Sayılğan ve Süslü (2011), döviz kuru artışlarının Türkiye’de borsa performansı üzerindeki olumlu etkisini vurgulamışlardır. Öte yandan, Khan vd., (2023) döviz kuru artışının Şanghay borsasında genellikle negatif etkiler yarattığını saptamışlardır. Bu farklılık, ülkelerin ekonomik yapılarındaki ve piyasa dinamiklerindeki farklılıklardan kaynaklanmaktadır.

Faiz oranlarında %1’lik artış, borsa getiri endeksini uzun dönemde %0,53 oranında azaltmaktadır. Bu bulgu, temel olarak Keynesyen teori uyumludur. Keynesyen teoriye göre, faiz oranlarının artışı, firmaların borçlanma maliyetlerini artırarak yatırımlarını kısıtlamaktadır. Bu durum, firmaların kârlılık beklentilerini olumsuz etkileyerek hisse senedi fiyatlarının düşmesine yol açar. Ayrıca, yatırımcılar için alternatif yatırım araçlarının getirilerinin daha cazip hale gelmesi, hisse senedi piyasasına olan talebi azaltmaktadır (Mishkin, 2007). Ulaşılan bu sonuç, Humpe ve Macmillan (2009), çalışmasının sonucuyla benzeşmektedir.

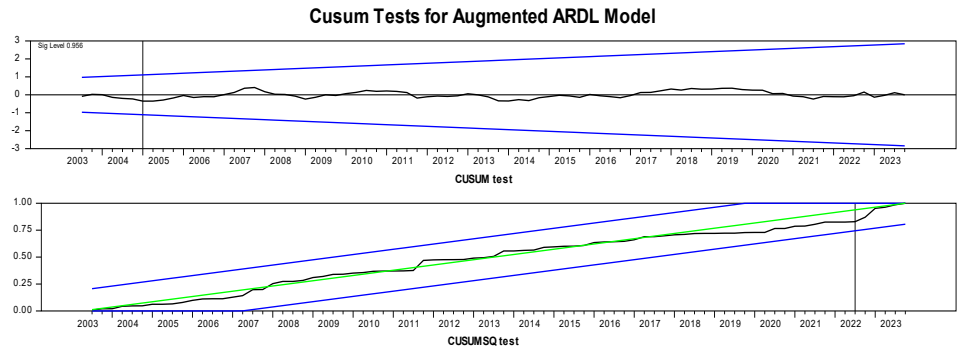
Enflasyon oranında %1’lik artış, borsa getiri endeksini %1,74 oranında artırmaktadır. Enflasyon nedeniyle fiyatlar genel düzeyinin artması dolayısıyla paranın satın alım gücünün azalması ve en nihayetinde ekonomide belirsizliğin artması ekonomik birimlerin tasarruflarını borsada işlem gören firmalarda değerlendirmek istemelerine neden olmaktadır. Bu durum ise borsa getiri endeksinin artmasına neden olmaktadır. Reel GSYH değişkenindeki %1’lik artış, borsa getiri endeksini uzun dönemde %1,37 oranında artırmaktadır. Türkiye ekonomisinde büyümenin artması tüketici ve yatırımcı güvenini artırarak, hisse senedi piyasalarına talebin ve getirinin artmasına neden olmaktadır. Reel GSYH’nin borsa getirileri üzerindeki pozitif etkisi, Pal ve Mittal (2011) ile paralellik arz etmektedir. Bu bulgu, ekonomik büyümenin finansal piyasalar için itici bir güç olduğunu ortaya koymaktadır. Petrol fiyatlarında %1’lik artış ise, borsa getiri endeksini uzun dönemde %0.018 oranında artırmaktadır fakat ilgili katsayı %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır.

Kısa dönem katsayılarında ise, sabit terim ve trend değişkeni istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu, modelin trend ve sabit etkilerini doğru bir şekilde yakaladığını göstermektedir. Uzun dönemin aksine kısa dönemde lex değişkeni lbist üzerinde negatif etkiler oluşturmaktadır. Bu durum, kısa vadeli belirsizliklerin ve yüksek volatilitenin finansal piyasalardaki olumsuz etkilerini yansıtmaktadır. Politika yapıcılar, bu tür belirsizlikleri azaltmak için kur istikrarını sağlamaya yönelik önlemler almalıdırlar. Faiz oranlarındaki değişimler kısa vadede lbist üzerinde hemen etki anlamlı etki oluşturamamaktadır. Ekonomik büyüme değişkeni ise kısa vadede lbist üzerinde güçlü ve pozitif etkiler oluşturmaktadır. Petrol fiyatlarının artışı, enerji sektöründeki şirketlerin gelirlerini artırarak borsada olumlu bir etki yaratabilir. Aynı zamanda, petrol fiyatlarının genel ekonomik maliyetler üzerindeki etkisi de dikkate alındığında, bu pozitif etkinin kısa vadede belirgin olduğu görülmektedir. Serilerde görülen yapısal kırılmaları temsilen modele ilave edilen kukla değişkenlerden yalnızca COVID-19 dönemine ait kukla değişkeni %10 anlamlılık seviyesinde anlamlıdır. COVID-19 pandemisinin borsa üzerinde belirgin fakat sınırlı bir kısa dönem etkisi olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme terimi (ECT) %1 anlamlılık seviyesinde anlamlıdır. Bu bağlamda uzun dönem

dengelesizliklerin bir dönem sonra %56,82 oranında düzeltildiğini göstermektedir. ECT'nin negatif ve anlamlı olması, modelin kısa dönemde dengelesizliklerin hızlı bir şekilde düzeltildiğini ve serilerin uzun dönemde dengeye doğru hareket ettiğini göstermektedir.

Modelin geçerliliğini değerlendirmek amacıyla çeşitli tanasal testler uygulanmıştır. White Heteroscedasticity Testi ($p=0.4788$), seride değişen varyansın olmadığını, Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi seride otokorelasyonun olmadığını, RAMSEY Reset Testi modelde spesifikasyon hatasının bulunmadığını son olarak Jarque-Bera Normallik Sınaması ise artıkların normal dağılıma uygun olduğunu göstermektedir. Modelin Cusum ve Cusum kare sınamalarına ait görsel Şekil -1'de verilmiştir. Modelde yapısal kırılmaların olmadığı, katsayıların istikrarlı olduğu ve modelin öngörü amacıyla kullanabileceğini göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar, modelin hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkilerini anlamlı bir şekilde ortaya koyduğunu göstermektedir. Uzun dönemde, döviz kuru, faiz oranı, reel GSYH ve enflasyon değişkenleri borsa getiri endeksi üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Kısa dönemde ise hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması, modelin kısa dönem dengelesizliklerinin hızla düzeltildiğini göstermektedir. Tanasal testlerin olumlu sonuçları, modelin geçerliliğini desteklemektedir. Bu bulgular, seriler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğunu ve modelin güvenilir sonuçlar ürettiğini göstermektedir.



Şekil 1. Cusum ve Cusum SQ Sonuçları

Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin sınıdığı H-H (2006) nedensellik analizine ait sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7. H-H (2006) Nedensellik Testi Sonucu

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu	Test İstatistiği	%5 Bootstrap Kritik Değeri
lex \Rightarrow lbist	1	0.365	3.891
lbist \Rightarrow lex	1	7.031	3.891
lfaiz \Rightarrow lbist	2	1.035	6.477
lbist \Rightarrow lfaiz	2	1.155	6.214
linf \Rightarrow lbist	2	8.145	6.511
lbist \Rightarrow linf	2	4.928	6.487
lgdp \Rightarrow lbist	5	5.771	13.604
lbist \Rightarrow lgdp	5	24.214	12.154
loil \Rightarrow lbist	1	2.778	4.013
lbist \Rightarrow loil	1	0.697	4.002

lbist değişkeniyle lex değişkeni arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu bağlamda borsa getiri endeksinden döviz kuruna doğru olmak üzere tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır. lgdp ve linf ile lbist arasında tek yönlü nedensellik ilişkilerinin olduğu, nedenselliğin yönünün ise enflasyondan borsa getirisine ve lgdpden lbist değişkenine olmak üzere tek yönlü olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonuçlar, Fattah ve Kocabıyık'ın (2020) çıkarımlarıyla örtüşmektedir. lfaiz ve loil

değişkenleriyle lbist değişkeni arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin mevcut olmadığı anlaşılmaktadır.

6. Sonuç ve Politika Önerileri

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için 2003:Q1 ile 2023:Q4 arası çeyrek dönemlik veriler kullanılarak lbist ile lex, lfaiz, linf, lgdp ve loil arasındaki ilişkiler A-ARDL ve H-H (2006) nedensellik yöntemleriyle incelenmiştir. Eşbütünleşme test istatistikleri, analiz edilen değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığını güçlü bir şekilde desteklemektedir. Uzun dönem katsayılar, döviz kurunun enflasyonun ve reel GSYH'nin borsa getiri endeksi üzerinde pozitif ve anlamlı etkileri olduğunu göstermektedir. Faiz oranlarının ise negatif bir etkisi bulunmuştur. Kısa dönem analizinde hata düzeltme terimi (ECT) anlamlı çıkmış ve sistemdeki kısa dönem dengesizliklerin hızlı bir şekilde düzeltildiğini göstermiştir. Elde edilen bulgular, politika yapıcılar için önemli çıkarımlar sunmaktadır. Döviz kurundaki artışların borsa getirileri üzerindeki pozitif etkisi, ihracata dayalı sektörlerin kârlılık artışıyla ilişkilidir. Ancak, ithalata bağımlı sektörlerde maliyet baskılarının yarattığı olumsuz etkiler dikkate alınmalı ve döviz kuru dalgalanmalarına yönelik dengeli politikalar geliştirilmelidir. Faiz oranlarındaki artışın borsa performansını düşürdüğü bulgusu, borçlanma maliyetlerinin şirket kârlılıklarını ve yatırım iştahını olumsuz etkilediğini göstermektedir. Bu durum, faiz politikalarının finansal piyasalardaki riskler göz önünde bulundurularak tasarlanmasını gerektirmektedir. Enflasyonun borsa getirileri üzerindeki pozitif etkisi, yatırımcıların reel varlıklara yönelme eğilimini ortaya koysa da uzun vadede belirsizlik riskini artırabilmektedir. Bu bağlamda, enflasyon kontrolünü hedefleyen etkin para politikaları önem kazanmaktadır. Reel GSYH'nin borsa performansı üzerindeki güçlü pozitif etkisi ise, sürdürülebilir ekonomik büyümenin finansal istikrar için taşıdığı kritik rolü vurgulamaktadır.

Elde edilen sonuçlar, döviz kuru ve faiz oranlarındaki değişimlerin borsa performansını anlamada kritik olduğunu ve bu değişkenlerin kontrolünün finansal istikrar için büyük önem taşıdığını göstermektedir. Politika yapıcılar, ekonomik büyümeyi teşvik ederken enflasyon hedeflemesini sürdürebilir ve faiz politikalarını finansal piyasaların dinamiklerini göz önünde bulundurarak tasarlamalıdır. Ayrıca, kısa vadeli şokların etkisini minimize etmek için kurumsal düzenlemeler ve yatırımcı güvenini artırıcı politikalar uygulanabilir. Bu bağlamda, gelişmiş bir finansal yapı için yapısal reformlar ve ekonomik büyümeyi teşvik eden politikalar uygulanmalı, üretim ve yatırımı teşvik edecek ortam sağlanmalıdır.

Kaynakça

- Acikalin, S., Aktas, R., & Unal, S. (2008). Relationships between stock markets and macroeconomic variables: an empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 5(1), 8-16.
- Albeni, M., & Demir, Y. (2005). Makro ekonomik göstergelerin mali sektör hisse senedi fiyatlarına etkisi (İMKB uygulaması). *Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (14), 1-18.
- Arı, A. (2016). Türkiye'deki ekonomik büyüme ve işsizlik ilişkisinin analizi: yeni bir eşbütünleşme testi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 57-67.
- Asravor, R. K., & Fonu, P. D. D. (2021). Dynamic relation between macroeconomic variable, stock market returns and stock market development in Ghana. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 2637-2646.
- Barakat, M. R., Elgazzar, S. H., & Hanafy, K. M. (2016). Impact of macroeconomic variables on stock markets: Evidence from emerging markets. *International Journal of Economics and Finance*, 8(1), 195-207.
- Black, B. S., & Gilson, R. J. (1998). Venture Capital and the Structure of Capital Markets: Banks versus Stock Markets. *Journal of Financial Economics*, 47(3), 243-277. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(97\)00045-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(97)00045-7)

- Breeden, D. T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.
- Chen, S. S. (2009). Predicting the bear stock market: Macroeconomic variables as leading indicators. *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 211-223.
- Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E., & Terpenning, I. (1990). STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess. *Journal of Official Statistics*, 6(1), 3-73.
- De Gregorio, J., & Guidotti, P. E. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, 23(3), 433-448.
- Devkota, T. P., & Dhungana, A. (2019). Impact of macro-economic variables on stock market in Nepal: An ARDL approach. *NECS, The Journal of Economic Concern*, 10(1), 47-64.
- Dritsakis, N. (2011). Demand for money in Hungary: an ARDL approach. *Review of Economics and Finance*, (5).
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Durusu-Ciftci, D., Ispir, M. S., & Yetkiner, H. (2017). Financial development and economic growth: Some theory and more evidence. *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 290-306.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Fattah, A., & Kocabıyık, T. (2020). Makroekonomik Değişkenlerin Borsa Endeksleri Üzerine Etkisi: Türkiye ve Abd Karşılaştırması. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(22), 116-151.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment management and financial innovations*, 3(4), 89-101.
- Graff, M. (2003). Financial development and economic growth in corporatist and liberal market economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 47-69.
- Greenwood, J., & Smith, B. D. (1997). Financial markets in development, and the development of financial markets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), 145-181.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics*. McGraw-hill.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Hashmi, S. M., & Chang, B. H. (2023). Asymmetric effect of macroeconomic variables on the emerging stock indices: A quantile ARDL approach. *International Journal of Finance & Economics*, 28(1), 1006-1024.
- Hepsağ, A. (2022). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizlerinde Güncel Yöntemler (Winrats Uygulamalı)*. İstanbul: Der Yayınları.
- Humpe, A., & Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
- Im, K. S., Lee, J., and Tieslau, M. A. (2014). More Powerful Unit Root Tests with Non-Normal Errors, In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 315-342). Springer, New York, NY.
- Keswani, S., & Wadhwa, B. (2019). Effect of macroeconomic variables on stock market: a conceptual study. *International Journal of Management, IT and Engineering*, 7(10), 85-106.
- Khan, M. K., Teng, J. Z., Khan, M. I., & Khan, M. F. (2023). Stock market reaction to macroeconomic variables: An assessment with dynamic autoregressive distributed lag simulations. *International Journal of Finance & Economics*, 28(3), 2436-2448.
- Kyereboah-Coleman, A., & Agyire-Tettey, K. F. (2008). Impact of macroeconomic indicators on stock market performance: The case of the Ghana Stock Exchange. *The Journal of Risk Finance*, 9(4), 365-378.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91
- Masuduzzaman, M. (2012). Impact of the macroeconomic variables on the stock market returns: The case of Germany and the United Kingdom. *Global Journal of Management and Business Research*, 12(16), 22-34.
- McKinnon, R. I., (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Brookings Institutions, Washington DC.
- Meng, M., Lee, J., and Payne, J. E. (2017). RALS-LM Unit Root Test with Trend Breaks and Non-Normal Errors: Application to The Prebisch-Singer Hypothesis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 21(1), p.31-45.
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss uygulamalı zaman serileri analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık, 1.

- Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education.
- Mohammad, S. D., Hussain, A., & Ali, A. (2009). Impact of macroeconomics variables on stock prices: empirical evidence in case of KSE (Karachi Stock Exchange). *European Journal of Scientific Research*, 38(1), 96-103.
- Mohnot, R., Banerjee, A., Ballaj, H., & Sarker, T. (2024). Re-examining asymmetric dynamics in the relationship between macroeconomic variables and stock market indices: empirical evidence from Malaysia. *The Journal of Risk Finance*, 25(1), 19-34.
- Mutuku, C., & Ng'eny, K. N. (2014). *Macroeconomic variables and the Kenyan equity market: A time series analysis*. Kenya Institute for Public Policy Research and Analysis (KIPPRA).
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.
- Ouma, W. N., & Muriu, P. (2014). The impact of macroeconomic variables on stock market returns in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*, 3(11), 1-31.
- Owusu-Nantwi, V., & Kuwornu, J. K. (2011). Analyzing the effect of macroeconomic variables on stock market returns: Evidence from Ghana. *Journal of Economics and International Finance*, 3(11), 605-615.
- Pal, K., & Mittal, R. (2011). Impact of macroeconomic indicators on Indian capital markets. *The Journal of Risk Finance*, 12(2), 84-97.
- Pata, U. K., Yurtkuran, S., Ahmed, Z., & Kartal, M. T. (2023). Do life expectancy and hydropower consumption affect ecological footprint? Evidence from novel augmented and dynamic ARDL approaches. *Heliyon*, 9(9).
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, 80, 130-141.
- Sayılğan, G., & Süslü, C. (2011). Makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerine etkisi: Türkiye ve gelişmekte olan piyasalar üzerine bir inceleme. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 5(1), 73-96.
- Şengönül, A., Karadaş, H. A., & Koşaroğlu, Ş. M. (2018). Makroekonomik değişkenler ve finansal değişkenlerin uzun dönem ilişkisi: SVAR analizi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 12(1), 63-85.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- TÜİK (2022). Türkiye İstatistik Kurumu, Enerji İstatistikleri.
- Yıldırım, E., & Kesikoglu, F. (2012). İthalat-İhracat-Döviz Kuru Bağımlılığı: Bootstrap ile Düzeltilmiş Nedensellik Testi Uygulaması. *Ege Academic Review*, 12(2), 137-148.

Çıkar Çatışması: Yoktur.

Finansal Destek: Yoktur.

Etik Onay: Yoktur.

Yazar Katkısı: Sacit SARI (%50), Mustafa Necati ÇOBAN (%50)

Conflict of Interest: None.

Funding: None.

Ethical Approval: None.

Author Contributions: Sacit SARI (50%), Mustafa Necati ÇOBAN (50%)
