



Yazar/Author
Rahman AYDIN*

Makale Adı/Article Name

Fiyatlar Genel Seviyesinin ve Faiz Politikalarının Finansal Piyasalar Üzerine Etkisi: RALS ADF Birim Kök Testi Yaklaşımı

The Effects of the General Level of Prices and Interest Rate Policies on Financial Markets: RALS ADF Unit Root Test Approach

Öz

Bu çalışmada 2007Q1-2023Q3 dönemleri arası Türkiye ekonomisinde fiyatlar genel seviyesi, FED faiz politikası ve finansal piyasalar arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Çalışmada FED faiz politika verisi, tüketici fiyat endeksi verisi ve hisse senedi fiyatları verisi kullanılmıştır. Ayrıca siyasi ve ekonomik belirsizliklerin finansal piyasalar üzerinde etkilerini araştırmak üzere ekonomik politika belirsizliği verisi çalışmaya dahil edilmiştir. Çalışmada değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemek üzere RALS-ADF birim kök testi, AARDL (Genişletilmiş ARDL) sınır testi ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri kullanılmıştır. Genişletilmiş ARDL testinden elde edilen bulgulara göre uzun dönemde fiyatlar genel seviyesinin BIST100 üzerinde olumlu etkisi olduğu, kısa dönemde ise FED faiz politikasının BIST100 üzerinde olumlu etkisi olduğu tespit edilmiştir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre, fiyatlar genel seviyesini verisinde meydana gelen pozitif ve negatif şokların BIST100 üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu ancak pozitif şokların negatif şoklara göre daha etkili olduğu, ekonomik politika belirsizliği verisinde meydana gelen pozitif şokların ise BIST100 üzerinde olumlu etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Finansal Piyasalar, Fiyatlar Genel Seviyesi, Faiz, Ekonomik Politika Belirsizliği, Zaman Serisi Analizi

ABSTRACT

For the period 2007:Q1-2023:Q3, this study investigates the relationship between the general level of prices, FED interest rate policy, and financial markets in the Turkish economy. The study uses data on FED interest rate policy, general price level, and stock price. This study also includes economic policy uncertainty data to investigate the impact of political and economic uncertainty on financial markets. RALS-ADF unit root test, AARDL (Augmented ARDL) bounds examination and Hatemi-J asymmetric causality test are used to determine the relationship between the variables in the study. According to the findings obtained from the augmented ARDL test, it is determined that the general level of prices has a positive effect on BIST100 in the long run, and the FED interest rate policy has a positive effect on BIST100 in the short run. According to the results obtained from the Hatemi-J asymmetric causality test, positive and negative shocks in the general level of prices data have a significant effect on BIST100, but positive shocks are more effective than negative shocks, while positive shocks in the economic policy uncertainty data have a positive effect on BIST100.

Keywords: Financial Markets, General Level of Prices, Interest Rate, Economic Policy Uncertainty, Time Series Analysis

Extended Abstract

Financial markets, which are known as markets where financial instruments are bought and sold, are defined in the most general sense as instruments or organizations that bring together units with savings deficit and savings surplus (Kılıç, 2014. Quote: Aydın, 2016: 51). While savers in economies want to make the best use of their savings, individuals and institutions in need of funds want to obtain the funds they need at the most affordable cost according to market conditions. In this context, financial markets are known as the markets that bring both segments together under the most favorable conditions (Oshaibat and Mahali, 2016: 2). Assets traded in financial markets are analyzed under two different headings as primary and secondary markets. Primary markets are the markets where an asset is put on the market for the first time, in other words, where it is sold for the first time. Secondary markets, on the other hand, are markets where a previously traded asset is bought and sold again. For example, the issuance of stocks by a company or the issuance of bonds or bills by the Treasury are considered primary market transactions, while the re-trading of existing stocks or treasury papers in the market is referred to as secondary market transactions (Aydın, 2016: 51-54). The importance of financial markets is increasing due to the economic development process in developing countries (Oshaibat and Majali, 2016: 2). Therefore, it is important for market participants to identify external shocks that affect financial markets (Abou-Zaid, A.S., 2013: 178). One of the most important instruments used to stabilize financial markets is monetary policy. The ultimate objective of monetary policy is to affect macroeconomic indicators such as output, employment and inflation at the desired level. However, while monetary policy's impact on these indicators is indirect, its impact on financial markets can be direct or indirect. In fact, given the direct impact of monetary policy on financial markets, policymakers attempt to achieve economic objectives through policies that affect asset prices and returns. Therefore, the policy implemented for this purpose is referred to as the policy transmission mechanism (Bernanke and Kuttner, 2005:1).

With the impact of globalization in today's world, the economies of countries are becoming interdependent. So much so that political, economic, etc. negativities occurring in a global or regional political, economic, etc. have effects on the economies of countries. Developing countries are among the countries that are most affected by global or regional developments. Because developing countries need many factors to sustain their growth and development processes in a stable manner. Among these factors, foreign capital flows are also included in order to close savings deficits. Foreign capital flows are able to enter the markets of developing countries in different ways. One of these ways is financial markets. Thus, especially for developing countries, financial markets can be interpreted as a channel to compensate for savings deficits. In this context, the factors affecting the course of financial markets have been investigated by many studies in the literature. In these studies, many macroeconomic indicators that have effects on financial markets have been investigated. However, when the methods used in these studies are analyzed, it has been neglected to investigate whether the data used in the studies are normally distributed with the assumption that there are volatilities in the data belonging to financial markets. In this context, this study, which takes into account whether the data are normally distributed or not, follows the literature and investigates the effects of FED monetary policy decisions, general level of prices and global and political uncertainties on financial markets.

This study investigates the effects of FED monetary policy decisions, general level of prices and global and political developments on financial markets for Turkey for the period 2007Q1-2023Q3 using ADF and RALS-ADF unit root test, AARDL test and Hatemi-J asymmetric causality test. According to the ADF unit root test used in the study, all variables are stationary at the same level, but according to the RALS-ADF unit root test, the data are stationary at different levels. In the rest of the study, extended ARDL is used to determine the cointegrated relationship between the data and Hatemi-J asymmetric causality is used to investigate the asymmetric relationship. According to the findings obtained from the AARDL test, it is concluded that a one-unit change in general level of prices data in the long run increases the BIST100 index by 0.862 percent, while a one-unit increase in the interest rate in the short run increases the BIST100 index by 0.141 percent. In addition, the trend variable used in the model is statistically significant and its coefficient is negative. Accordingly, it is understood that economic or political shocks occurring globally,

regionally or in the country between the relevant periods of the research have negative effects on BIST100. According to the Hatemi-J asymmetric causality result, which is another method used in the study, positive and negative shocks in the general level of prices variable and positive shocks in the EPU variable have an impact on the BIST100. Within the scope of these results, policymakers should develop policies to protect investors against general level of prices and exchange rate volatility as well as economic and political adverse developments in order to attract foreign savings to financial markets. In addition, individuals and institutions are advised to diversify their portfolios to protect their savings against unforeseen shocks.

Giriş

Finansal araçların alınıp satıldığı piyasalar olarak bilinen finansal piyasalar, tasarruf açığı ile tasarruf fazlası olan birimlerin bir araya gelmesini sağlayan araçlar veya kuruluşlardan oluşan piyasalardır (Kılıç, 2014. Aktaran: Aydın, 2016:51). Ekonomilerde tasarruf edenler, tasarruflarını en iyi şekilde değerlendirmek isterken, fon ihtiyacı olan kişi ve kurumlar ise ihtiyacı olan fonları piyasa şartlarına göre en uygun maliyet ile elde etmek istemektedirler. Bu bağlamda finansal piyasalar her iki kesimi en uygun koşullarda bir araya getiren piyasalar olarak bilinmektedir (Oshaibat ve Mahali, 2016: 2). Finansal piyasalarda işlem gören varlıklar birinci ve ikinci piyasalar olarak iki farklı başlık altında incelenmektedir. Birincil piyasalar, bir varlığın ilk kez piyasaya sürüldüğü diğer bir ifade ile ilk kez satıldığı piyasa türüdür. İkinci piyasalar ise daha önce piyasada işlem görmüş bir varlığın tekrar alınıp satıldığı piyasa türüdür. Örneğin bir şirketin hisse senedi ihraç etmesi veya Hazine'nin bono veya tahvil ihraç etmesi birincil piyasa işlemleri olarak değerlendirilirken, piyasada var olan hisse senetlerinin veya hazine kağıtlarının tekrar alınıp satılması ise ikincil piyasa işlemleri olarak ifade edilmektedir (Aydın, 2016: 51-54).

Gelişmekte olan ülkelerde yaşanan ekonomik kalkınma sürecinden dolayı finansal piyasaların önemi artmaktadır (Oshaibat and Majali, 2016: 2). Bu nedenle finansal piyasalar üzerinde etkili olan dış şokları belirlemek piyasa katılımcıları için önem arz etmektedir (Abou-Zaid, A.S., 2013: 178). Finansal piyasalarda istikrarı sağlamak için kullanılan en önemli araçlardan biri para politikası uygulamalarıdır. Para politikası uygulamalarının nihai hedefi çıktı, istihdam ve enflasyon gibi makroekonomik göstergeleri istenilen düzeyde etkilemektir. Ancak para politikasının bu göstergeler üzerindeki etkisi dolaylı olurken, finansal piyasalar üzerindeki etkisi doğrudan olabilmektedir. Öyle ki para politikasının finansal piyasalar üzerine doğrudan etkisi dikkate alındığında, politika yapıcılar, varlık fiyatlarını ve getirilerini etkileyecek politikalar kanalı ile ekonomik hedeflere ulaşmaya çalışmaktadır. Dolayısıyla para politikası ile varlık fiyatları arasındaki ilişki göz önüne alındığında, uygulanan politikanın nihai ekonomik hedeflere ulaşmak için politika aktarım mekanizması olduğu belirtilmektedir (Bernanke ve Kuttner, 2005: 1).

Finansal piyasalardan biri olan hisse senedi piyasaları gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde birçok araştırmacı tarafından takip edilmektedir. Çünkü hisse senedi piyasalarının performansı ile gayri safi yurtiçi hasıla, enflasyon, döviz kuru, kısa vadeli faiz oranları, mali denge, cari işlemler dengesi, sanayi üretim oranı vb. gibi makro ekonomik değişken arasında güçlü bir ilişki olduğu düşünülmektedir (Christopher vd., 2006). Dolayısıyla finans teorisinde hem enflasyonun hem de nominal faiz oranlarının hisse senedi fiyatlarını etkilediği bilinmektedir. Ancak bu iki değişkenin hisse senedi fiyatları üzerinde nasıl bir etkiye sahip olduğu konusunda farklı görüşler ileri sürülmektedir (Apergis ve Eleftheriou, 2002: 232). Bu nedenle finansal piyasalar ile makro ekonomik göstergeler arasındaki ilişki merak konusu olmaktadır. Bu çalışmada finansal piyasalar ile fiyatlar genel seviyesi ve faiz oranı arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Çalışmada finansal piyasaları temsilen hisse senedi piyasası, faiz oranlarını temsilen FED faiz oranları ve son olarak

fiyatlar genel seviyesini temsilen tüketici fiyat endeksi kullanılmaktadır. Çalışmanın devamı şu şekilde planlanmaktadır. Birinci bölümde hisse senedi piyasası ile FED politika faiz kararları, İkinci bölümde hisse senedi piyasası ile fiyatlar genel seviyesini açıklayan teorik çerçeve tartışılmaktadır. Üçüncü bölümde literatür araştırmasına yer verilmektedir. Dördüncü bölümde finansal piyasalar ile fiyatlar genel seviyesi ve faiz oranı arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Beşinci bölümde ise elde edilen bulgular ışığında araştırma konusunun değerlendirilmesine ve sonuç kısmına yer verilmektedir.

1. FED Para Politikası Kararları ve Hisse Senedi Piyasası İlişkisi

Para politikası ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi anlamak hem yatırımcılar hem de politika yapımcılar için önem arz etmektedir. Politika yapımcılar hisse senedi piyasasında yaşanan gelişmeleri dikkate alıp yatırımcıların borçlanma veya yatırım yapma kararlarını etkileyecek şekilde para politikası uygulamaktadırlar. Bu durum ise hisse senedi piyasasının para politikası üzerine etkileri olarak yorumlanmaktadır. (Laopodis, 2013: 381). Diğer taraftan para politikasının hisse senetleri piyasası üzerine etkileri literatürce tartışılmaktadır. Bu etkiyi açıklayan ilk teorik yaklaşımlardan biri Tobin'in q teorisi olarak bilinmektedir. Tobin'in q değeri, işletmelerin piyasa değerinin maliyete bölünmesi ile elde edilmektedir. Böylece elde edilen Tobin'in q değerinin yüksek olması durumunda, firmalar gerçekleştirmiş oldukları yeni yatırımların maliyetinden daha yüksek tutarda bir getiriye hisse senedi yolu ile elde etmektedir (Halaç ve Durak, 2013: 497). Bu bağlamda Tobin'in q teorisi, para politikası yolu ile hisse senedi fiyatlarının yatırımları etkileme sürecini açıklamaktadır. Öyle ki merkez bankaları tarafından gerçekleştirilen faiz oranları değişiklikleri finansal ve finansal olmayan varlıkların fiyatlarını etkilemektedir. Faiz oranlarında aşağı yönlü bir eylem gerçekleşmesi, faiz oranlarına dayalı yatırımları olumsuz etkilemektedir ve yatırımların karlılığını düşürmektedir. Ancak bu durum yatırımcıların hisse senetlerine ve gayrimenkullere olan ilgisini olumlu etkilemektedir. Diğer taraftan düşük faiz ortamının yarattığı uygun maliyetli krediler yolu ile tüketimi artırmaktadır. Bu durum işletmelerin gelecekteki karlarını olumlu etkileyerek hisse senedi piyasası üzerinde olumlu etki yaratmaktadır (Huang, vd. 2016: 231; Redo, 2018: 226; López, vd. 2023: 2).

2. Fiyatlar Genel Seviyesi ve Hisse Senedi Piyasası İlişkisi

Politika yapımcıları tarafından hedeflenen yıllık enflasyon oranında meydana gelen sapmalar birçok faktörü etkilemektedir. Bu faktörlerden birisi de varlık fiyatlarıdır (Ali, K. vd., 2023: 148). Enflasyonun varlık fiyatları üzerindeki etkisini inceleyen araştırmalar Fisher etkisi (1930) olarak bilinen hipoteze dayanmaktadır (Fisher, 1930; Albuşescu vd, 2017: 1974; Madadpour ve Asgari, 2019: 116; Tiwari vd., 2022: 4515-4516). Fisher hipotezine göre, reel faiz oranı beklenen enflasyondaki değişimlere karşı nötrdür. Çünkü reel faiz oranı ve enflasyon oranı toplamı nominal faiz oranlarını vermektedir ve uzun dönemde nominal faiz oranı beklenen enflasyon oranındaki değişikliklere tepki göstermektedir. Diğer bir ifade ile nominal faiz oranı, beklenen enflasyon oranındaki bir artış ile artmakta ancak reel faiz oranından etkilenmemektedir. Bu hipotezde reel faiz oranındaki değişimler, reel sektörde meydana gelen şoklardan kaynaklanabileceği savunulmaktadır (Şimşek ve Kadılar, 2006: 99; Madadpour ve Asgari, 2019: 116).

1970'lere kadar Fisher hipotezi temelinde incelenen enflasyon ve hisse senedi fiyatları ilişkisi 1970'lerden sonra farklı düşünceler çerçevesinde araştırılmıştır. Modigliani ve Cohn (1979) hisse senedi piyasasında yatırım yapanların, enflasyonun nominal nakit akışı üzerindeki etkilerini anlamada başarısız olduklarını belirtmektedirler. Çünkü yatırımcıların enflasyonist dönemlerde hisse senetleri fiyatlarının düşük değerleneceğine inandıklarını ifade etmektedirler (Modigliani

ve Cohn, 1979: 24, 32). Feldstein (1980) enflasyonun yapay sermaye kazançları sağladığını belirtmektedir. Enflasyonist dönemlerde firmaların daha yüksek vergi yükümlülükleri ile karşı karşıya olduğunu bunun ise hisse senetleri fiyatlarını olumsuz etkilediğini öne sürmektedir (Feldstein, 1980. Aktaran: Albuiescu vd. 2016: 1974). Fama (1981) reel hisse senedi getirileri ile enflasyon arasında arz ve talepte meydana gelen dengeden sapmalardan dolayı negatif yönlü bir ilişki olduğunu belirtmektedir (Fama, 1981: 583; Hess ve Lee, 1999: 1203). Hess ve Lee (1999), enflasyon ile hisse senedi fiyatları arasında var olan negatif ilişkiyi arz şokları yani reel çıktı şokları ile açıklamaktadır. Talep şoklarının ise parasal şoklardan dolayı olduğunu belirtilerek, talep şoklarının enflasyon ile hisse senedi getirileri arasında pozitif bir ilişki yatacağını savunmaktadır (Hess ve Lee, 1999: 1203). Boudoukh ve Richardson (1993) enflasyon ile hisse senetleri getirisi arasında kısa dönemde negatif bir ilişki olduğunu ancak uzun dönemde pozitif ve değişkenler arasında çok yönlü bir ilişki olabileceğini ifade etmektedir (Boudoukh ve Richardson, 1993: 1349).

Anlaşılabacağı üzere 1970'lerden sonra Fisher hipotezinin sonuçlarının tartışıldığı birçok çalışmanın literatürde yer aldığı görülmektedir. Öyle ki küreselleşme ile birlikte finansal piyasaların ülke ekonomileri için önemi artmaktadır. Özellikle tasarruf açığı veren gelişmekte olan ülke hükümetleri yürüttüğü ekonomik programlar ile hisse senedi piyasasını dolaylı yoldan etkilemektedir. Diğer taraftan yerli ve yabancı yatırımcılar döviz kuru ve enflasyon riskine karşı portföylerini korumak için yatırımlarını çeşitlendirmektedirler. Dolayısıyla hisse senedi fiyatı ile enflasyon arasındaki ilişki çeşitli paydaşların karar alma süreçlerinden doğrudan veya dolaylı bir şekilde etkilenmektedir (Tiwari, vd., 2022: 4516).

3. Literatür Araştırması

3.1. FED Faiz Oranları ile Hisse Senetleri Piyasası Arasındaki İlişki Üzerine Araştırma

Lehman Brother'in 2008 yılında iflas başvurusu ile başlayan ve devamında yaşanan finansal krizler merkez bankaların yürütmüş olduğu politika faizlerini etkilemiştir (Brunnermeier, 2009; Ruman, 2022). Özellikle 2008 finansal krizi sonrası FED'in hedef faiz politikası hisse senedi piyasaları üzerinde etkisi olmuştur. Bu nedenle FED'in faiz politikası ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki literatürde sıklıkla araştırılan bir konu olmuştur (Jensen vd. 1996; Jensen ve Mercer, 1998; Crain ve Martin, 2003; Bernanke ve Kuttner, 2005; Kurov, 2010; Guo vd., 2011; Jiang, 2018). Kim ve Nguyen (2009) çalışmalarında, 1999-2006 yılları arası FED ve ECB (European Central Bank) hedef faiz oranları haberlerinin Asya-Pasifik on iki hisse senedi piyasası üzerine etkilerini araştırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre FED ve ECB'den elde edilen haberlerin hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca hem FED hem de ECB'nin hisse senedi piyasaları üzerine geçici ve kalıcı oynaklıklara neden olduğunu belirtmişlerdir. Benzer sonuca Kurov (2010) çalışmasında ulaşmıştır. Bunun yanı sıra Bernanke ve Kuttner (2005), FED para politikasının hisse senetleri riskliliği ve aşırı getiriler üzerine etkisinin olabileceğini savunmaktadır. Jiang (2018) FED faiz oranlarındaki düşüş veya parasal büyüklükteki artış gibi uygulanacak genişletici bir para politikasının ABD hisse senedi piyasası üzerinde olumlu etki yarattığını belirtmiştir. Ioannidis ve Kontonikas (2006) çalışmalarında para politikasının sadece mevcut hisse senetlerinin yanı sıra gelecekteki hisse senedi fiyatlarında artış beklentilerini etkilediğini vurgulamışlardır. Guo vd. (2011) FED fonlama oranları ve hazine tahvil getirileri ile hisse senedi piyasaları arasında ters oranlı bir ilişki olduğuna yönelik kanıtlar olduğunu tespit etmişlerdir.

Literatürde yer alan diğer çalışmalar bakıldığında, Ratanapakorn ve Sharma (2007) ABD hisse senedi piyasası ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile araştırmışlardır. Granger nedensellik testi sonucuna göre, FED faiz oranının hisse senedi piyasası üzerinde uzun dönemde etkisi olduğu, kısa dönemde ise etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca hisse senedi fiyatlarının uzun vadeli FED faiz oranı ile negatif ilişkili olduğunu belirlemişlerdir. Laopodis (2010) çalışmasında ABD’de hisse senedi piyasası ile FED faiz oranı arasındaki ilişkiyi VAR modeli yöntemi ile araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre para politikası kararlarının hisse senedi piyasası üzerinde asimetric ilişkiye neden olduğunu belirlemiştir. Stoica, vd. (2014) çalışmalarında Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti (Çekya), Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya ve Romanya için uluslararası faiz oranı şoklarının (ECB dikkate alınmıştır) borsa endeksi üzerine etkilerini araştırmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre uluslararası faiz oranı şoklarının Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Romanya ülkelerinde hisse senedi piyasası üzerinde belirgin bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Ndou, vd. (2017) çalışmalarında ABD faiz şoklarının Güney Afrika ülkesinde makroekonomik göstergeler üzerine etkilerini araştırmışlardır. ABD para politikasında normalleşme şoklarının Güney Afrika’da ekonomik büyümeyi, hisse senetleri fiyatlarını, ihracat büyümesini ve likidite büyümesini baskıladığını belirlemişlerdir. Diğer bir ifade ile ABD para politikasında beklenen normalleşme sürecinin Güney Afrika ekonomisini olumsuz etkilediğini tespit etmişlerdir. Cihangir (2018) çalışmasında faiz oranları ile hisse senetleri piyasası arasındaki ilişkiyi Brezilya, Rusya, Çin, Hindistan, Endonezya, Meksika ve Türkiye için Johansen eşbütünlük testi ve VECM modeli yardımı ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre faiz oranı ile hisse senedi piyasaları arasında eşbütünlük bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca uzun dönemde faiz oranı ile BIST, BVSP, JKSE ve MCX hisse senedi piyasaları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir ilişki olduğunu belirlemiş, faiz oranı ile IPC, SENSEX ve SSE hisse senedi piyasaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit etmiştir.

Tursoy (2019) çalışmasında 2001:M1-2017:M4 dönemleri arası Türkiye’de hisse senedi fiyatları ile yurt içi faiz oranları arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi ve Johansen eş bütünlük testi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre her iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Cahyana, vd. (2023) çalışmasında FED faiz oranı ile Endonezya borsası arasındaki ilişkiyi EKK yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre FED faiz oranının kamu bankalarının hisse senetleri üzerine etkisinin kısmi olduğu, hisse senetlerinin tümü üzerine etkisinin ise güçlü olduğu sonucuna ulaşmıştır. Hütteroth (2023) çalışmasında FED ve ECB faiz oranı ile STOXX Europe 600 ve S&P 500 arasındaki ilişkiyi korelasyon analizi ile incelemiştir. Faiz oranlarının her iki hisse senedi piyasası üzerinde etkisi olduğunu tespit etmiştir. López, vd. (2023) çalışmalarında ABD sektörlerinde mevcut olan belirsizliğin hisse senedi getirileri üzerine ilişkisini Granger nedensellik analizi incelemişlerdir. Buna göre uzun vadeli FED faiz oranına ilişkin belirsizliğin ABD’de hisse senedi piyasası performansı üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu belirlemişlerdir. Yonathan (2023) çalışmasında Endonezya için FED faiz oranı ile bankacılık sektörü hisse senetleri arasındaki ilişkiyi Path analizi ile araştırmıştır. FED faiz oranının yabancı yatırımcılar üzerine etkisi olmadığı ancak bankacılık sektörü hisse senedi fiyatları üzerine pozitif bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

3.2. FED Faiz Oranları ile Hisse Senetleri Piyasası Arasındaki İlişki Üzerine Araştırma

Literatürde enflasyon ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkinin Fisher (1930) hipotezi temelinde araştırıldığı bilinmektedir. Hipotezde nominal hisse senedi getirisi ile beklenen

enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğu savunulmaktadır (Madadpour ve Asgari, 2019: 117). Ancak 1970'lerden sonra Fisher hipotezini araştıran birçok çalışma literatürde yer almış ve hipotezin geçerliliği tartışma konusu olmuştur (Bodie 1976; Jaffe ve Mandelker 1976; Nelson 1976; Fama ve Schwert 1977; Albuiescu, vd. 2017). Azar (2013) çalışmasında 1950:M1-2011:M3 dönemleri arasında ABD için enflasyon belirsizliğinin hisse senedi fiyatları üzerine etkisini incelemişlerdir. Enflasyonun hisse senedi fiyatları üzerine etkili olduğu ancak diğer temel değişkenler regresyona dahil edildiğinde ne enflasyonun ne de belirsizliğinin hisse senedi fiyatları üzerinde güçlü bir etkiye sahip olmadığı tespit edilmiştir. Tiwari vd. (2022) çalışmalarında 1800-2017 yılları arası ABD'de enflasyon ile hisse senedi getirilerini doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik testi ile araştırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre hisse senetleri getirisi ile enflasyon arasında kısa dönemde zayıf ancak uzun dönemde güçlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ali vd. (2023) enflasyon ile sektörel hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi Pearson korelasyon yöntemi ile araştırmışlardır. Çalışmadan elde ettikleri bulgulara göre çalışmaya konu olan endekslerin çoğunda anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir. Jeffrey ve Djazuli (2020) EKK yöntemi yardımı ile Endonezya için benzer bulgulara ulaşmışlardır.

Literatürde yer alan diğer çalışmalar ise şu şekilde özetlenmektedir. Spyran (2001) çalışmasında 1990:M1-1995:M2 dönemleri arası hisse senedi getirileri ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre hisse senedi getirileri ile enflasyon arasında negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Albuiescu, vd. (2016) çalışmalarında enflasyon ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkiyi ABD için Gregory-Hansen eşbütünleşme testi yardımı ile incelemişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre her iki değişken arasında negatif bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Li vd. (2012) Granger nedensellik testi yöntemi ile Çin'de, Qamri vd. (2015) korelasyon analizi ile Pakistan'da ve Bhattacharjee ve Das (2023) ARDL sınır testi yöntemi ile Hindistan'da benzer sonuçlara ulaşmışlardır. Anari ve Koları (2001) çalışmalarında altı sanayi ülkesi üzerine (ABD, Kanada, İngiltere, Fransa, Almanya ve Japonya) enflasyon ile hisse senedi piyasası ilişkisini Johansen eşbütünleşme testi ile incelemişlerdir. Değişkenler arasında uzun dönemde pozitif ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca hisse senedi fiyatlarının enflasyondaki bir şoka başlangıçta negatif bir tepki verdiğini ancak uzun dönemde tepkinin pozitif olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Literatürde enflasyon ile hisse senetleri piyasası arasında pozitif ilişki olduğu belirten çalışmalarda yer almaktadır. Choudhry (2001) çalışmasında 1981:M1-1998:M6 dönemleri için Arjantin ve Şili, 1985:M1-1998:M6 dönemleri için Meksika ve Venezuela'da hisse senedi getirileri ile enflasyon arasındaki ilişkiyi EKK yöntemleri ile araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre hisse senedi getirileri ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. Amanda, vd. (2023), çalışmalarında ulaştırma sektörü için 2018-2020 dönemleri arası enflasyon, döviz kuru, faiz oranları ve hisse senetleri fiyatları ilişkisini Panel EKK yöntemi ile araştırmışlardır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre enflasyon ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Hess ve Lee (1999) korelasyon ve etki-tepki analizleri ile ABD için, Wong ve Wu (2003) Panel EKK yöntemi ile sekiz Asya ve G7 ülkeleri için, Ryan (2006) EKK yöntemi kullanarak İrlanda için, Alagidede ve Panagiotidis (2012) kantil yöntemini kullanarak G-7 ülkeleri için ve Okorie vd. (2019) EKK yöntemi kullanarak Nijerya için benzer sonuçlara ulaşmışlardır.

Literatür araştırmasında enflasyon ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların bazılarının Fisher hipotezi ile uyumlu olduğu ancak bazı çalışmaların ise Fisher hipotezi ile uyumsuz olduğu görülmektedir. Bu kapsamda literatürde fikir birliği olmadığı

anlaşılmaktadır. Günümüz ekonomilerinde yaşanan enflasyon olgusu ile birlikte enflasyonun hisse senedi piyasası üzerine etkileri sıklıkla tartışılmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmanın yeni yöntemler yardımı ile fiyatlar genel seviyesi, hisse senedi ve faiz ilişkisini tartışarak literatüre katkı vermesi hedeflenmektedir. Literatürde yer alan çalışmaların büyük çoğunluğunda, verilerin test regresyon denklemlerine ait kalıntıların normal dağılıp dağılmadığına bakılmaksızın oluşturulan modeller ile konunun araştırıldığı görülmektedir. Bu çalışma da ise kullanılan verilere ait test regresyonundan elde edilen kalıntıların öncelikle normal dağılıp dağılmadığı dikkate alınmaktadır. Bu bağlamda da çalışmanın literatüre katkı vereceği düşünülmektedir. Çalışmanın devamında fiyatlar genel seviyesinin ve faiz oranlarının BIST100 üzerine etkilerini incelemek üzere kullanılan metodolojik yöntem ve elde edilen bulgular sunulmaktadır.

4. Metodoloji ve Bulgular

Çalışmada kullanılan verilerin birim kök içerip içermediğini araştırmak için ADF (1979) ve RALS-ADF (2008) birim kök testleri kullanılmaktadır. RALS yöntemi, klasik test regresyonlarından elde edilen kalıntılar ile genişletilen EKK yöntemi olarak bilinmektedir (Çiçen, 2020: 201). Böylece RALS-ADF yöntemi yardımı ile verilerin test regresyon kalıntılarının normal dağılmaması durumunda da tutarlı sonuçlar elde edilmektedir. Bu bağlamda çalışmada RALS-ADF yöntemi ile birim kök test araştırması yapılmaktadır ve devamında çalışmada kullanılan model AARDL ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri ile araştırılmaktadır. Çalışmada fiyatlar genel seviyesinin (fgs) ve faiz oranlarının BIST100 üzerine etkilerini araştırmak amacı ile tercih edilen model Wongbangpo ve Sharma (2002), Tiwari vd. (2015), Tursoy (2019) ve Bhattacharjee ve Das (2022)'ın çalışmaları dikkate alınarak geliştirilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek üzere tercih edilen model aşağıda sunulmaktadır:

$$\ln BIST100_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln fgs_t + \beta_2 \ln faiz_t + \beta_3 \ln epu_t + \varepsilon_t$$

Denklemden yer alan BIST100 değişkeni TCMB veri tabanından, fiyatlar genel seviyesi¹ ve faiz değişkeni IMF veri tabanından, ekonomik politika belirsizlik göstergesini temsilen modele dahil edilen epu değişkeni ise Economic Policy Uncertainty² veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler 2007:Q1-2023:Q3 dönemlerini³ kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan veriler logaritmik dönüşümleri yapılarak modele eklenmiştir. Son olarak çalışmada test edilen hipotez aşağıda sunulmaktadır.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$$

Bu hipoteze göre, bağımsız değişken olarak modelde yer alan fiyatlar genel seviyesi, faiz ve epu değişkeni BIST100'ü açıklayabiliyor ise H_0 hipotezi reddedilmektedir ve alternatif hipotez kabul edilmektedir.

4.1. ADF ve RALS-ADF Birim Kök Testi

Literatürde yer alan çalışmalara bakıldığında, ADF tipi birim kök testinin test regresyon kalıntılarının normal dağılıma uygunluk gösterdiği varsayıldığı görülmektedir. Serilerin test regresyon kalıntılarının normal dağılıma uygunluk sınavının yapılmaması ve normal dağılımının varsayılması, serilerden elde edilen sonuçları tartışmalı kılmaktadır. İhmal edilen bu

¹ IMF veri tabanında yer alan 2010 bazlı tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır.

² <https://www.policyuncertainty.com/>

³ Başlangıç döneminin belirlenmesinde Mortgage krizi dikkate alınmıştır.

durum için Im ve Schmidt (2008) tarafından RALS-ADF birim kök testi geliştirilmiştir (Im ve Schmidt, 2008; Altuntaş, vd. 2022: 175; Küçük Kaplan, vd., 2023: 12).

ADF birim kök testinde değişkenlerin birim kök içerip içermediği gösteren sabitli ve sabitli-trendli test regresyonları (1) ve (2) numaralı eşitlikte verilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \vartheta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

Denklem (1) ve (2)'de sırası ile klasik ADF sabitli ve sabitli-trendli model yer almaktadır. Denklemler de yer alan test regresyonlarına ait tahmin edilen kalıntıların ($\hat{\varepsilon}_t$) normal dağılıma uygunluk gösterdiği varsayılmaktadır. Dolayısıyla klasik ADF test regresyonundan elde edilen kalıntıların normal dağılıma uygunluk göstermediği durumda, kalıntılarla genişletilmiş değişkenler ile ifade edilen, \hat{w}_{2t} ve \hat{w}_{3t} terimleri elde edilmektedir. \hat{w}_{2t} ve \hat{w}_{3t} terimleri aşağıda yer alan denklemler yardımı ile hesaplanmaktadır (Im ve Schmidt, 2008: 223; Yılancı, vd., 2019: 4 ; Arama vd, 2022: 436):

$$E [(\varepsilon_t) \otimes x_t] = 0 \dots \dots \dots (3)$$

$$E = [(h(\varepsilon_t) - K) \otimes x_t] = 0 \dots \dots \dots (4)$$

$$\hat{w}_t = h(\hat{\varepsilon}_t) - \hat{K} - \hat{\varepsilon}_t \hat{D}_2 \dots \dots \dots (5)$$

$$\hat{w}_{2t} = \hat{\varepsilon}_t^2 - m_2 \dots \dots \dots (6)$$

$$\hat{w}_{3t} = \hat{\varepsilon}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{\varepsilon}_t \dots \dots \dots (7)$$

$$m_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^j \dots \dots \dots (8)$$

$$\hat{K} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T h(\hat{\varepsilon}_t), \hat{D}_2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T h(\hat{\varepsilon}_t) \text{ ve } h(\hat{\varepsilon}_t) = [\hat{\varepsilon}_t^2, \hat{\varepsilon}_t^3] \dots \dots \dots (9)$$

\hat{w}_{2t} ve \hat{w}_{3t} terimlerini elde etmek için ilk olarak kalıntılara, devamında denklem (6) ve (7)'de gösterildiği şekli ile kalıntıların karelerine ve son olarak kalıntıların küpüne ihtiyaç duyulmaktadır. Devamında denklem (8) yardımı ile ikinci ve üçüncü moment hesaplanmakta ve RALS yöntemi için gerekli olan \hat{w}_{2t} ve \hat{w}_{3t} terimleri elde edilmektedir. Böylece denklem (1) ve (2), normal dağılmadığı varsayımı altında (\hat{w}_t) terimi ile genişletilmesi durumunda RALS-ADF modeli elde edilmektedir (Arama vd, 2022: 436):

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \hat{w}_{2t} + \beta_3 \hat{w}_{3t} + \mu_t \dots \dots \dots (10)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \vartheta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \hat{w}_{2t} + \beta_3 \hat{w}_{3t} + \mu_t \dots \dots \dots (11)$$

Denklem (10) ve (11)'de RALS-ADF sabitli ve sabitli-trendli test regresyonu elde edilmektedir. Bu denklemlerde birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez ve alternatif hipotez aşağıda sunulmaktadır (Aydın ve Turan, 2023: 78).

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ (hataların normal dağılmaması bilgisi altında seriler birim köklüdür)}$$

$H_1 : \gamma < 0$ (hataların normal dağılmaması bilgisi altında seriler durağandır)

Yukarıda yer alan hipotezleri sınamak için test istatistiğine ihtiyaç duyulmaktadır. Test istatistiğini hesaplanması için öncelikle korelasyon değerinin hesaplanması gerekmektedir. ρ şeklinde ifade edilen korelasyon katsayısı, klasik ADF test regresyonundan elde edilen kalıntılar ile RALS-ADF test regresyonundan elde edilen kalıntılar arasındaki korelasyonu ifade etmektedir (Im ve Schmidt, 2008: 225-226; Yılancı, vd., 2019: 5).

$$\rho = \text{corr}(\hat{\varepsilon}_t, \hat{\mu}_t)$$

$$\tau_{RALS-ADF} \longrightarrow \rho \tau_{ADF} + \sqrt{1 + \rho^2} Z$$

Böylece hesaplanan $\tau_{RALS-ADF}$ istatistiği mutlak değerce ρ değere bağlı olarak belirlenen kritik değerlerden küçük ise H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini ve dolayısıyla serinin birim köklü olduğunu ifade etmektedir. Diğer varsayımın olan $\tau_{RALS-ADF}$ istatistiğinin mutlak değerce ρ değerine bağlı olarak belirlenen kritik değerden büyük olması durumunda H_0 hipotezinin reddedileceği ve serinin durağan bir süreç izleyeceği sonucuna ulaşılmaktadır.

4.2. Genişletilmiş ARDL ve Sınır Testi

Pesaran vd. (2001) geliştirdiği geleneksel ARDL ve sınır testi yaklaşımında, bağımlı değişkenin birinci farkında durağan olup bağımsız değişkenlerin ise farklı düzeylerde durağan olması durumunda tercih edilmektedir (Pesaran vd., 2001). Diğer bir ifade ile değişkenlerin I(2) düzeyinde durağan olmadığı, bağımlı değişkenin sadece I(1) düzeyinde durağan olduğu ve bağımsız değişkenlerin ise I(0) ve/veya I(1) düzeylerinde durağan olduğu bir süreçten bahsedilmektedir. Sam-McNown-Goh (2019) çalışmalarında geleneksel ARDL yönteminin bir türevi olarak genişletilmiş ARDL yöntemini literatüre kazandırmışlardır. Bu yöntemde değişkenlerin durağanlık mertebesine klasik ARDL yaklaşımda olduğu gibi I(2) düzeyinde durağan olmaması gerekmektedir. Ancak bağımlı değişken ile birlikte bağımsız değişkenler I(0) ile I(1) düzeyinde durağan olabilmektedir. Genişletilmiş ARDL modeli aşağıda sunulmaktadır (Sam, vd., 2019):

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^n \theta_{1i} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_{2i} \Delta x_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (12)$$

$$\Delta y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^n \theta_{1i} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_{2i} \Delta x_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (13)$$

$$\Delta y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^n \theta_{1i} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_{2i} \Delta x_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \phi_1 trend + \mu_t \dots \dots \dots (14)$$

Denklem 12’de sabitsiz-trendsiz model, denklem 13’te sabitli model ve son olarak denklem 14’te sabitli ve trendli model sunulmaktadır. Denklemlerde yer alan y_t ve x_t değişkenleri sırası ile bağımlı ve bağımsız değişkenleri temsil etmektedir. $\theta_{(1,2)i}$ ve $\beta_{(1,2)}$ terimleri sırası ile kısa dönem ve uzun dönem katsayılarını ve ϕ sembolü trend teriminin katsayısını, n ve m terimleri optimal gecikme uzunluğunu ve μ_t terimi ise hata terimini ifade etmektedir.

Yukarıda yer alan denklemler EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Devamında değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak amacı ile üç farklı test uygulanmaktadır. Bu testlerden birincisi (15) düzey değerlerde yer alan değişkenlerin (y_{t-1} , x_{t-1}) katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek test edilmektedir. Bu test Pesaran (2001)’in çalışmasında ve klasik ARDL

modelinde kullanılmaktadır. İkinci testte ise, sadece bağımlı değişkenin düzey değerinde yer alan gecikmesi (y_{t-1}) test edilmektedir (16). Üçüncü testte ise bağımsız değişkenin düzey değerinde yer alan gecikmeli yapılarına ait katsayılara sıfır kısıtı getirilerek test edilmektedir (17). Söz konusu üç testin tamamında H_0 hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığının olmadığını, alternatif hipotez ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının olduğunu ifade etmektedir (Sam, vd., 2019):

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0 \quad F_{\text{overall}} \text{ testi} \dots\dots\dots(15)$$

$$H_0 = \beta_1 = 0 \quad \longrightarrow \quad t_{DV} \text{ testi} \dots\dots\dots(16)$$

$$H_0 = \beta_2 = 0 \quad \longrightarrow \quad F_{IDV} \text{ testi} \dots\dots\dots(17)$$

Eşbütünleşmenin varlığını test etmek için hesaplanan F_{overall} testi için Pesaran vd. (2001), t_{DV} testi için Pesaran vd. (2001) ve F_{IDV} testi için Sam vd. (2019) çalışmalarında yer alan tablo kritik değerleri kullanılmaktadır. Eğer hesaplanan test istatistiği, tablo kritik değerinin üst sınırından büyük ise boş hipotezin reddedildiği, tablo kritik değerinin alt sınırdan küçük ise boş hipotezin reddedilemediği ve son olarak alt ve üst sınır bölgelerinin arasında ise eşbütünleşmenin varlığının tartışmalı olduğu anlaşılmaktadır (Sam, vd., 2019).

Son olarak ARDL modelinde iki farklı dejenere söz konusu olmaktadır (Çağlar, 2022: 920-921):

1. Gecikmeli bağımlı değişkenin anlamlı ancak gecikmeli bağımsız değişkenlerin anlamsız olduğu durumdur. Çözüm olarak Pesaran vd. (2001), sınır testine ek bir test olarak t-testini önermektedir.
2. Gecikmeli bağımsız değişkenlerin anlamlı olduğu durumda gecikmeli bağımlı değişkenin anlamsız olduğu durumdur. Çözüm olarak Pesaran vd. (2001), bağımlı değişkenin eşbütünleşme derecesinin birinci fark değeri olan $I(1)$ de olması gerektiğini belirtmektedir.

4.3. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Granger (1969)'ın çalışmasından günümüze kadar birçok nedensellik testi geliştirilmiştir. Bu testlerden birisi de Hatemi-J (2012)'nin geliştirmiş olduğu asimetrik nedensellik testidir. Bu nedensellik testinde, veriler arasında var olan ilişkinin, bugüne kadar uygulanan nedensellik analizlerinin elde ettiği sonuçlardan daha farklı olabileceği belirtilmektedir. Diğer bir ifade ile, Hatemi-J (2012) çalışmasında meydana gelen şokların etkilerinin aynı olmayacağı bu nedenle şokların pozitif ve negatif olarak ayrıştırılarak incelenmesi gerektiğini ifade etmektedir. Hatemi-J (2012), şokların etkilerinin aynı olmadığını varsayarak geliştirmiş olduğu nedensellik testinin kullanabileceğini ileri sürdüğü gibi, verilerin normal dağılmadığı durumlarda da yine bu testin kullanılabileceğini belirtmektedir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testinin denklemi aşağıda sunulmaktadır (Hatemi-J, 2012: 448-449; Mert ve Çağlar, 2019: 349-350):

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} = 1, \dots, T \dots\dots\dots(18)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} = 1, \dots, T \dots\dots\dots(19)$$

Denklem 18 ve 19'da yer alan y_{1t} ve y_{2t} terimleri bağımlı değişkenlerini temsil ederken ayrıca nedensellik testi yönteminin başlangıç değerleridir. Bunun yanı sıra denklemde yer alan hata

terimlerini ε_{1i} ve ε_{2i} değişkenleri temsil etmektedir. Son olarak testin pozitif ve negatif değerleri aşağıda sunulduğu gibi ifade edilmektedir:

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \varepsilon_{1i}^- = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \varepsilon_{2i}^- = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$$

$$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^- \quad \varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$$

(18) ve (19)'da yer alan denklemler, yukarıda yer alan bilgiler ile genişletildiğinde asimetrik nedensellik testi elde edilmektedir. Asimetrik nedensellik testi aşağıda sunulmaktadır (Hatemi-J, 2012: 448-449; Mert ve Çağlar, 2019: 349-350):

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \dots \dots \dots (20)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \dots \dots \dots (21)$$

4.4. Ampirik Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde öncelikle verilere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de sunulmaktadır. Tanımlayıcı istatistiklerine bakıldığında, BIST100, faiz, epu ve fiyatlar genel seviyesi verilerinin ortalamalarının sırası ile 1981.86, 1.164, 23.144 ve 206.481 olduğu, ortanca değerinin ise sırası ile 1174.51, 0.125, 20.228 ve 145.693 olduğu görülmektedir. Verilerin standart sapmaları incelendiğinde, en düşük sapmanın 1.601 değeri ile faiz verisinde olduğu, en yüksek sapmanın ise 2634.131 değeri ile BIST100 verisinde olduğu görülmektedir. Epu ve fiyatlar genel seviyesi verilerine bakıldığında sapma değerinin sırası ile 8.822 ve 169.501 şeklinde olduğu anlaşılmaktadır. Verilerin standart sapmaları incelendiğinde BIST100 verisi dikkat çekmektedir. BIST100 verisi ile birlikte fiyatlar genel seviyesi ve epu değişkenlerinin ortalamadan uzak bir dağılıma sahip olduğu anlaşılmaktadır. Bu bağlamda normallik testi sonuçları incelendiğinde Jarque-Bera test istatistiğinin olasılık değerinin 0.1'den küçük olduğu ve serilerin normal dağılmadığı anlaşılmaktadır. Son olarak verilerin çarpıklık ve basıklık değerleri incelenmektedir. Verilerin pozitif ve sağa çarpık olduğu, tüm verilerde 3'ün üstünde basıklık değerlerinin olduğu ve verilerin normal dağılıma göre daha sivri bir dağılıma sahip olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	BIST100	faiz	EPU	fgs
Ortalama	1981.863	1.164179	23.14439	206.4809
Medyan	1174.510	0.125000	20.22800	145.6932
En Büyük Değer	15627.09	5.375000	55.68500	894.0938
En Küçük Değer	326.7400	0.125000	11.88900	76.59380
Standart Sapma	2634.131	1.600516	8.822375	169.5010
Çarpıklık	3.419683	1.515768	1.455218	2.280966
Basıklık	15.18811	4.075871	5.733817	7.949704
Jarque-Bera p-değeri	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
Gözlem Sayısı	67	67	67	67

Not: *** sembolü %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Çalışmanın devamında verilerin birim kök içerip içermediğini test etmek için ADF ve RALS-ADF birim kök testleri kullanılmaktadır. RALS-ADF birim kök testi, özellikle verilerin test regresyonlarında kalıntılarının normal dağılıma sahip olmaması durumunda kullanılmaktadır. Tablo 1'de yer alan veriler incelendiğinde verilerin tümünün normal dağılıma sahip olmadığı

anlaşılmaktadır. Bu nedenle çalışmada kullanılan verilerin birim kök içerip içermediğini araştırmak üzere RALS-ADF testi sonuçları dikkate alınmaktadır. RALS-ADF birim kök testi sonuçları incelendiğinde sabitli modelde BIST100, fiyatlar genel seviyesi ve epu değişkenleri düzey değerinde, faiz değişkeninin ise birinci farkında durağan olduğu; sabitli ve trendle model ise fiyatlar genel seviyesi ve epu değişkenlerinin düzey değerinde, BIST100 ve faiz değişkenleri ise birinci farkında durağan olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 2. ADF ve RALS-ADF Birim Kök Testi

Değişkenler	Jargue-Bera Testi	ρ değeri	t ist. değeri (%1 / %5 düzeyinde)	ADF Testi		RALS-ADF Testi	
				sabitli	sabitli ve trendli	sabitli	sabitli ve trendli
BIST100	132.1***	0.591	-3.279/-2.662	3.752***	-	3.552***	-
BIST100	1242.8***	0.368	-3.523/-2.881	-	2.599	-	2.291
Δ BIST100	376.3***	0.357	-3.506/-2.887	-	-2.941**	-	-3.255**
fgs	886.8***	0.298	-3.353/-2.732	6.262***	-	5.919***	-
fgs	1216.1***	0.234	-3.223/-2.564	-	4.233***	-	3.855***
faiz	512.1***	0.151	-3.217/-2.57	-2.127	-	-2.543	-
Δ faiz	492***	0.251	-3.353/-2.732	-4.095***	-	-4.462***	-
faiz	581***	0.17	-3.223/-2.564	-	-2.366	-	-2.772**
Δ faiz	575.7***	0.256	-3.375/-2.748	-	-4.645***	-	-
EPU	59.5***	0.728	-3.344/-2.732	-5.338***	-	-5.471***	-
EPU	59.3***	0.744	-3.832/-3.215	-	-5.406***	-	-5.531***

Not: ***, ** sembolleri sırası ile %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan verilerin farklı düzeylerde durağan olmaları nedeniyle, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi incelemek için, genişletilmiş ARDL yöntemi ve Toda-Yamamoto (1995) testi dikkate alınarak bootstrap'a dayalı olarak geliştirilen Hatemi-J asimetrik nedensellik testi kullanılmaktadır (Kırca ve Yıldız, 2020: 21; Soylu Yıldırım, 2022:171-172). Aşağıda yer alan Tablo 3'de genişletilmiş ARDL modelinin sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 3. Genişletilmiş ARDL Modeli Tahmin Sonuçları (sabitli ve trendli model)

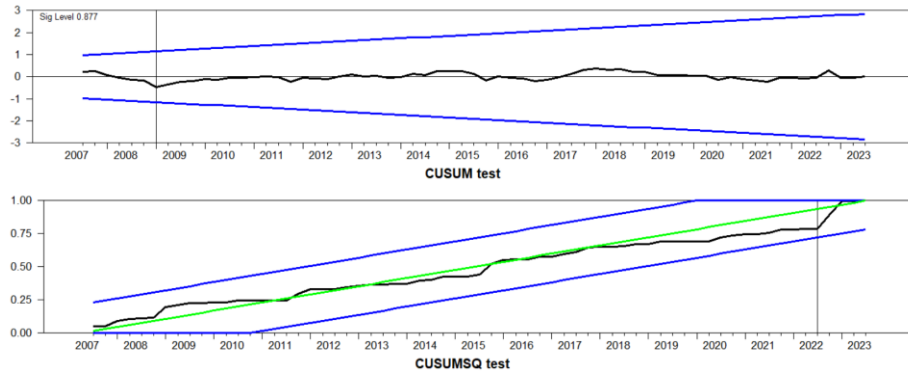
Bağımlı Değişken (BIST100)	Katsayı	Std. Hata	p-değeri	
Uzun Dönem Test Sonuçları				
faiz	-0.012	0.012	0.324	
epu	0.096	0.057	0.101	
fgs	0.862	0.149	0.000***	
Kısa Dönem Test Sonuçları				
faiz	0.141	0.029	0.001***	
epu	-0.011	0.052	0.833	
fgs	0.251	0.492	0.611	
trend	-0.004	0.001	0.002***	
sabit terim	-0.852	0.221	0.002***	
Eşbütünleşme Testleri / Hesaplanan İst. Değer				
	0.01	0.05	0.1	
	alt ve üst sınır	alt ve üst sınır	alt ve üst sınır	
F-overall / 9.331***	4.14	6.86	-	-
t-dv / -4.041*	-3.96	-4.73	-3.41	-4.16
F-idv / 12.329***	5.17	6.39	-	-
test istatistiği				
p-değeri				
Değişen Varyans, White	61.547		0.224	
Otokorelasyon, LM	2.371		0.123	
Nomallik, JB	1.415		0.492	
Ramsey-Reset	0.001		0.977	

Not: ***, **, * sembolleri sırası ile %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. dv: bağımlı değişkeni, idv: bağımsız değişkeni ifade etmektedir.

Çalışmada uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını araştırmak üzere hesaplanan üç farklı test istatistiğinin anlamlı olduğu, veriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı şeklinde kurulan

boş hipotezin reddedildiği ve verilerin eşbütünlük olduğu tespit edilmiştir. Bu kapsamda AARDL modelinden elde edilen uzun dönemli sonuçlara bakıldığında fiyatlar genel seviyesi verisinin anlamlı ve katsayısının pozitif olduğu görülmektedir. Buna göre uzun dönemde fiyatlar genel seviyesi verisinde meydana gelen bir birimlik değişimin BIST100 indeksini yüzde 0.862 oranında artırdığı anlaşılmaktadır. Çalışmadan elde edilen kısa dönem sonuçlara bakıldığında faiz verisinin istatistiksel olarak anlamlı ve katsayısının pozitif olduğu belirlenmiştir. Böylece faiz oranında meydana gelen bir birimlik artışın BIST100 indeksini yüzde 0.141 oranında artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Modelde kullanılan trend değişkenine bakıldığında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir katsayıya sahip olduğu görülmektedir.

Genişletilmiş ARDL yöntemi diognastik test sonuçlarına bakıldığında, değişen varyans olasılık değerinin 0.224 ve otokorelasyon olasılık değerinin ise 0.123 olduğu görülmektedir. Dolayısıyla çalışmada değişen varyans ve otokorelasyon sorunun olmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca modelden elde edilen Jarque-Bera olasılık değerinin 0.492 olduğu ve modelin normal dağılım varsayımını sağladığı belirlenmektedir. Ayrıca modelden elde edilen Ramsey RESET olasılık değerinin 0.977 olduğu ve model kurma hatasının olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Tablo 3'den elde edilen diognastik test sonuçlarının yanı sıra Şekil 1'den elde edilen CUSUM ve CUSUMQ analiz sonuçları ile birlikte çalışmada kullanılan genişletilmiş ARDL modelinden elde edilen sonuçların güvenilir olduğuna karar verilmiştir.



Şekil 1. Genişletilmiş ARDL Modeli için CUSUM ve CUSUMQ Testleri

Çalışmanın devamında, değişkenler arasındaki asimetric ilişkiyi araştırmak için Hatemi-J asimetric nedensellik testi kullanılmaktadır. Hatemi-J asimetric nedensellik testinde bağımlı değişken olarak BIST100 verisi üzerine faiz, epu ve fiyatlar genel seviyesi verilerinin pozitif ve negatif etkileri araştırılmaktadır. Bu amaçla faiz, epu ve fiyatlar genel seviyesi verilerinin pozitif ve negatif değerlerine ayrıştırılıp, BIST100 üzerine etkileri test edilmektedir. Elde edilen sonuçlara bakıldığında fiyatlar genel seviyesi değişkeninde meydana gelen pozitif ve negatif şoklar ve EPU değişkeninde meydana gelen pozitif şokların BIST100 üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 4. Hatemi-J Asimetric Nedensellik Testi Sonuçları

Nedensellik Yönü	MWALD İst.	%1	%5	%10	Hipotez
fgs^+ → BIST100	27.05***	26.597	19.542	16.494	H_0 Red
fgs^- → BIST100	5.716***	4.331	0.653	0.215	H_0 Red
$faiz^+$ → BIST100	0.338	8.256	4.334	2.888	H_0 Reddedilemez
$faiz^-$ → BIST100	0.253	8.13	4.41	2.854	H_0 Reddedilemez
EPU^+ → BIST100	3.759*	7.125	4.001	2.77	H_0 Red
EPU^- → BIST100	0.009	7.396	4.111	2.774	H_0 Reddedilemez

Not: ***, * sembollerini sırası ile %1 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Eşbütünlük dereceleri, serilerin durağan oldukları düzeylere göre seçilmiştir. Gecikme uzunluğu 8 olarak belirlenmiş ve HJC bilgi kriteri kullanılmıştır.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Küreselleşmenin etkisi ile birlikte ülke ekonomileri birbirine bağımlı bir duruma gelmiştir. Öyle ki küresel veya bölgesel meydana gelen siyasi, ekonomik vb. gelişmelerden ülkelerin etkilendiği görülmektedir. Ancak küresel veya bölgesel gelişmelerden en çok gelişmekte olan ülkeler etkilenmektedir. Çünkü gelişmekte olan ülkeler, büyüme ve kalkınma süreçlerini istikrarlı bir şekilde sürdürebilmeleri için kendi mevcut kaynakları ile birlikte yurtdışı kaynaklara da ihtiyaç duymaktadırlar. Örneği tasarruf açığı yaşayan gelişmekte olan bir ülke için uluslararası sermaye piyasalarından sağlanacak fonlar, istikrarlı bir ekonomik büyüme ve gelişim için önem arz etmektedir. Bu amaç ile ülkeler ihtiyaç duydukları yabancı fonları farklı yöntemler ile transfer edebilmektedirler. Bu yöntemlerden biri de finansal piyasalardır. Özellikle gelişmekte olan ülkeler için finansal piyasalar tasarruf açıklarını telafi etmek için kullanılmaktadır. Bu kapsamda finansal piyasaların seyrini etkileyen faktörler birçok çalışmada araştırma konusu olmuştur. Ancak bu çalışmaların bir çoğunda, finansal piyasaları temsilen kullanılan verilerin test regresyonlarına ait kalıntıların normal dağılmadığı varsayımının araştırılmadığı dikkat çekmektedir.

Bu amaçla Türkiye için 2007Q1-2023Q3 dönemleri arası FED para politikası kararlarının, fiyatlar genel seviyesinin ve küresel ve siyasi gelişmelerin finansal piyasalar üzerine etkileri ADF, RALS-ADF, genişletilmiş ARDL ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri ile araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan ADF birim kök testine göre tüm değişkenlerin aynı düzeyde durağan olduğu ancak RALS-ADF birim kök testine göre verilerin farklı düzeylerde durağan olduğu belirlenmiştir. Bu kapsamda verilerin normal dağılmadığı göz önüne alındığında, bu çalışmada RALS-ADF birim kök testi sonuçlarının dikkate alınmasına karar verilmiştir. Bu bağlamda farklı düzeylerde durağan olan veriler için eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı genişletilmiş ARDL testi kullanılmıştır. Buna göre, uzun dönemde fiyatlar genel seviyesi verisinde meydana gelen bir birimlik artışın BIST100 indeksini yüzde 0.862 oranında pozitif etkilediği, kısa dönemde faiz oranında meydana gelen bir birimlik artışın BIST100 endeksini yüzde 0.141 oranında pozitif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca modelde kullanılan trend değişkeni istatistiksel olarak anlamlı ve katsayısı negatif olduğu tespit edilmiştir. Buna göre araştırmanın yapıldığı ilgili dönemler arasında küresel ve bölgesel gelişmelerin BIST100 üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu çıkarımı yapılabilir. Bunun yanı sıra çalışmaya konu olan ülkede meydana gelen ekonomik veya siyasi şokların BIST100 üzerinde olumsuz etkiler yarattığına yönelik kanıtlar da elde edilebilir.

Son olarak çalışmada kullanılan diğer bir yöntem olan Hatemi-J asimetrik nedensellik testinden elde edilen bulgular incelendiğinde fiyatlar genel seviyesi verisinde meydana gelen pozitif ve negatif şokların ve EPU verisinde meydana gelen pozitif şokların BIST100 indeksi üzerinde etkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar kapsamında politika yapıcılar, yurtdışı tasarrufların ülkenin finansal piyasasına olan ilgisi artırabilmesi için, yatırımcıları enflasyon ve kur oynaklığına karşı koruyacak politikalar geliştirmeleri gerekmektedir. Ayrıca gelişmekte olan ve tasarruf açığı yaşayan ülkeler bölgesel veya küresel boyutta meydana gelen gelişmelerden de etkilenmektedir. Bu nedenle politika yapıcıların bölgesel veya küresel boyutta var olan veya öngörülebilir gelişmeleri yakından takip etmesi ve gerekli ekonomik tedbirleri zamanında alması önem arz etmektedir. Çalışmanın sonucunda belirtilmesi gereken diğer bir husus ise kişi ve kurumlar tasarruflarını beklenmeyen finansal şoklara karşı koruyabilmeleri için portföylerini farklı yatırım araçları ile çeşitlendirmesi gerekmektedir.

Kaynakça

- Abou-Zaid, A. S. (2013). International stock markets response to the Federal Reserve policy actions: the case of emerging MENA markets, *International Journal of Financial Markets and Derivatives*, 3(2), 179-190.
- Akbay Arama, Z., Bekdaş, G., Işıkdag, Ü., Hepsağ, A., ve Yücel, M. (2022). The application of Residual Augmented Least Squares method to predict the consistency properties of special clayey soils, *Arabian Journal of Geosciences*, 15(5), 436. <https://doi.org/10.1007/s12517-022-09715-x>
- Al Oshaibat, S., ve Majali, A. (2016). The relationship between stock returns and each of inflation, interest rates, share liquidity and remittances of workers in the Amman stock Exchange, *Journal of Internet Banking and Commerce*, 21(2), 1.
- Alagidede, P., ve Panagiotidis, T. (2012). Stock returns and inflation: Evidence from quantile regressions, *Economics Letters*, 117(1), 283-286. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.043>
- Albulescu, C. T., Aubin, C., ve Goyeau, D. (2017). Stock prices, inflation and inflation uncertainty in the US: testing the long-run relationship considering Dow Jones sector indexes, *Applied Economics*, 49(18), 1794-1807. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1226491>
- Ali, K., Malik, I. A., Chisti, K. A., ve Showkat, N. (2023). Inflation and Stock Market Returns: An Empirical Study of Sectoral Indices with Special Reference to India, *Economics and Business Quarterly Reviews*, 6(1). <https://DOI: 10.31014/aior.1992.06.01.493>
- Altuntaş, M., Kilic, E., Pazarcı, Ş., ve Alican, U. M. U. T. (2022). Borsa İstanbul Alt Endekslerinde Etkin Piyasa Hipotezinin Test Edilmesi: Fourier Kırılmalı ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testlerinden Kanıtlar, *Ekonomi Politika Ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 169-185.
- Amanda, S. T., Akhyar, C., ve Ilham, R. N. (2023). The Effect of Inflation, Exchange, Interest Rate on Stock Price in The Transportation Sub-Sector, 2018-2020, *Journal of Accounting Research, Utility Finance and Digital Assets*, 1(4), 342-352. <https://doi.org/10.54443/jaruda.v1i4.54>
- Anari, A., ve Kolari, J. (2001). Stock prices and inflation, *Journal of Financial Research*, 24(4), 587-602.
- Apergis, N., ve Eleftheriou, S. (2002). Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens Stock Exchange, *Journal of policy Modeling*, 24(3), 231-236. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(02\)00105-9](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(02)00105-9)
- Arouri, M., Tiwari, A., Billah Dar, A., Bhanja, N., ve Teulon, F. (2014). Stock returns and inflation in Pakistan, *IPAG Business School, WP*, 108. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.12.043>
- Aydın, M., ve Turan, Y. E. (2020). Türkiye'de Ekonomik Güven Büyüme Etkiliyor mu? RALS Birim Kök ve Eşbütünlük Yaklaşımı, *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (32), 69-83.
- Aydın, Y. (2016). Finansal Piyasalar. Ed. Aysel Gündoğdu. Finansal Piyasalar ve Kurumlar. Seçkin Yayıncılık. Ankara.
- Azar, S. A. (2013). The Spurious Relation Between Inflation Uncertainty and Stock Returns: Evidence from the U.S, *Review of Economics & Finance*, 3: 99-109.
- Bernanke, B. S., ve Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?, *The Journal of finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bhattacharjee, A., ve Das, J. (2023). Assessing the long-run and short-run effect of monetary variables on stock market in the presence of structural breaks: evidence from liberalized India, *IIM Ranchi journal of management studies*, 2(1), 70-81. <https://doi.org/10.1108/IRJMS-03-2022-0034>

- Bodie, Z. (1976). Common Stocks as a Hedge Against Inflation. *Journal of Finance*, 31: 459–470.
- Boudoukh, J., ve Richardson, M. (1993). Stock returns and inflation: A long-horizon perspective, *The American economic review*, 83(5), 1346-1355. <https://www.jstor.org/stable/2117566>
- Branson, W. H. (1981). Macroeconomic determinants of real exchange rates (No. w0801), *National Bureau of Economic Research*.
- Brunnermeier, M.K. (2009), *Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008*, *The Journal of Economic Perspectives*, 23(1), <https://doi.org/10.1257/jep.23.1.77>
- Caggiano, G., Castelnovo, E., ve Kima, R. (2020). The global effects of Covid-19-induced uncertainty, *Economics Letters*, 194, 109392. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109392>
- Cahyana, Y., Salam, A. A., Fidayan, A., Garnia, E., ve Ruseka, F. D. (2023). The Influence of Changes in Effective Interest Rates, The Rupiah Exchange Rate And Bank Profitability On Movements in Stock Returns of Bumh Bank Listed on the Indonesian Stock Exchange for the 2015-2019 PERIOD, *Adpebi Science Series*, 1(1), 1-10. <https://doi.org/10.54099/icemat2023.v1i1.355>
- Choudhry, T. (2001). Inflation and rates of return on stocks: evidence from high inflation countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11(1), 75-96 [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(00\)00037-8](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(00)00037-8)
- Christopher, G., Minsoo, L., HuaHwa, Y., ve Jun, Z. (2006), Macroeconomic variables and the stock market interactions: new Zealand evidence, *Journal of Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- Cihangir, Ç. K. (2018). The Effect of commodity volatility indexes and FED fund rates on the stock market indices of developing countries, *Muhasebe ve Finansman Dergisi (The Journal of Accounting and Finance) Forthcoming*.
- Craine, Roger, ve Martin, Vance. (2003). Monetary Policy Shocks and Security Market Responses, Manuscript, University of California at Berkeley.
- Çağlar, A. E. (2022). Türkiye'de çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin araştırılmasında çevresel patentlerin rolü: Genişletilmiş ARDL ile kanıtlar, *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(4), 913-929.
- Çiçen, Y. B. (2020). Türkiye’de Politik Süreçlerin Kapsayıcılığı: Rals Birim Kök ve Eşbütünlüşme Yaklaşımı, *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 12(2), 193-209.
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Efron, B. (1979). Computers and the theory of statistics: thinking the unthinkable. *SIAM review*, 21(4), 460-480.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American economic review*, 71(4), 545-565.
- Fama, E. F., and G. W. Schwert. 1977. “Asset Returns and Inflation.” *Journal of Financial Economics* 5: 115–146.
- Fisher, I. (1930). The theory of interest. *New York*, 43, 1-19.
- Frankel, J. A. (1992). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. In *International economic policies and their theoretical foundations* (pp. 793-832). Academic Press.
- Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of international money and finance*, 8(2), 181-200.
- Göksu, S. (2023). *İstanbul İktisat Dergisi*, 72(2), 847-875. <https://doi.org/10.26650/ISTJECON2022-1106208>

- Granger, C. W., Huangb, B. N., ve Yang, C. W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asianflu☆, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337-354. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(00\)00042-9](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(00)00042-9)
- Guo, K., Zhou, W. X., Cheng, S. W., & Sornette, D. (2011). The US stock market leads the Federal funds rate and Treasury bond yields. *PLoS One*, 6(8), e22794. doi:10.1371/journal.pone.0022794
- Halaç, U., ve Durak, M. G. (2013). IMKB'de İşlem Gören İşletmeler için Para Politikası ve Sermaye Yapısı İlişkisi/The Relationship Between Monetary Policy and Capital Structure for Companies Traded in Istanbul Stock Exchange, *Ege Akademik Bakis*, 13(4), 497.
- Hatemi-j, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application, *Empirical economics*, 43, 447-456. <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0484-x>
- Hess, P. J., ve Lee, B. S. (1999). Stock returns and inflation with supply and demand disturbances, *The Review of Financial Studies*, 12(5), 1203-1218. <https://evds2.tcmb.gov.tr/>
<https://www.imf.org/en/Data>
<https://www.policyuncertainty.com/>
- Huang, W., Mollick, A. V., ve Nguyen, K. H. (2016). US stock markets and the role of real interest rates, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 231-242. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.07.006>
- Hütteroth, A. (2023). Central Bank COVID-19 Policy and Equities Market Sensitivity in Europe and the US, *International Journal of Applied Research in Management and Economics*, 6(2), 33-51.
- Im, K. S., ve Schmidt, P. (2008). More efficient estimation under non-normality when higher moments do not depend on the regressors, using residual augmented least squares, *Journal of Econometrics*, 144(1), 219-233. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.01.003>
- Ioannidis, C., ve Kontonikas, A. (2006). *Monetary policy and the stock market: some international evidence* (pp. 1-25), University of Glasgow, Department of Economics. Ioannidis, C., & Kontonikas, A. (2006). *Monetary policy and the stock market: some international evidence* (pp. 1-25). University of Glasgow, Department of Economics.
- Jaffe, J. F., ve G. Mandelker. 1976). The 'Fisher Effect' for Risky Assets: An Empirical Investigation, *Journal of Finance*, 31: 447-458. <https://doi.org/10.2307/2326616>
- Jefry, J., ve Djazuli, A. (2020). The Effect of Inflation, Interest Rates and Exchange Rates on Stock Prices of Manufacturing Companies in Basic and Chemical Industrial Sectors on the Indonesia Stock Exchange (IDX), *International Journal of Business, Management and Economics*, 1(1), 34-49.
- Jensen, Gerald R., Johnson, R. R., ve Mercer, Jeffrey M. (1996). Business Conditions, Monetary Policy, and Expected Security Returns, *Journal of Financial Economics*, 40, 213-37. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(96\)89537-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(96)89537-7)
- Jensen, Gerald R., ve Mercer, Jeffrey M. (1998). Monetary Policy and the Cross-Section of Expected Stock Returns. Manuscript, Northeastern Illinois University.
- Jiang, C. (2018). The asymmetric effects of monetary policy on stock market. *Quarterly Journal of Finance*, 8(03), 1850008. <https://doi.org/10.1142/S2010139218500027>
- Jorion, P. (1991). The pricing of exchange rate risk in the stock market. *Journal of financial and quantitative analysis*, 26(3), 363-376. <https://doi.org/10.2307/2331212>

- Karamti, C., ve Belhassine, O. (2022). COVID-19 pandemic waves and global financial markets: Evidence from wavelet coherence analysis, *Finance Research Letters*, 45, 102136. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102136>
- Kılıç, Uğur Halan, (2014). KOBİ Sahipleri ve Finansçı Olmayan Yöneticiler için Finans, 2. Baskı, Sinemis, Ankara.
- Kırca, M., ve Yıldız, Ü. (2020). Türkiye İçin Kredi Risk Primi (Cds) Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Zamanla Değişen Nedensellik İlişkileri, *Uluslararası Afro-Avrasya Araştırmaları Dergisi*, 5(10), 17-24.
- Kim, S. J. (2009). The spillover effects of target interest rate news from the US Fed and the European Central Bank on the Asia-Pacific stock markets, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(3), 415-431. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2008.12.001>
- Kula, V., ve Baykut, E. (2017). Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi (XKURY) İle Korku Endeksi (Chicago Board Options Exchange Volatility Index-VIX) Arasındaki İlişkinin Analizi, *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 27-37.
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy, *Journal of Banking & Finance*, 34(1), 139-149.
- Küçükkaplan, İ., Kılıç, E., Pazarıcı, Ş., ve Asım, K.A.R. (2023). G-8 Ülkelerinde Etkin Piyasa Hipotezinin Test Edilmesi: Fourier Kırılmalı Birim Kök Testlerinden Yeni Kanıtlar, *Journal of Economic Policy Researches*, 10(1), 1-18. <https://doi.org/10.26650/JEPR1071070>
- Laopodis, N. T. (2010). Dynamic linkages between monetary policy and the stock market, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 35, 271-293. <https://doi.org/10.1007/s11156-009-0154-7>
- Laopodis, N. T. (2013). Monetary policy and stock market dynamics across monetary regimes, *Journal of International Money and Finance*, 33, 381-406. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.09.004>
- Li, S. F., Zhu, H. M., ve Yu, K. (2012). Oil prices and stock market in China: A sector analysis using panel cointegration with multiple breaks, *Energy Economics*, 34(6), 1951-1958. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.08.027>
- López, R., Sevillano, M. C., ve Jareño, F. (2023). Uncertainty and US stock market Dynamics, *Global Finance Journal*, 56, 100779. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2022.100779>
- Ma, C. K., ve Kao, G. W. (1990). On exchange rate changes and stock price reactions, *Journal of Business Finance & Accounting*, 17(3), 441-449. .
- Madadpour, S., ve Asgari, M. (2019). The puzzling relationship between stocks return and inflation: a review article, *International Review of Economics*, 66(2), 115-145. <https://doi.org/10.1007/s12232-019-00317-w>
- Mert, M., ve Çağlar, A. E. (2019). Eviews ve Gauss uygulamalı zaman serileri analizi. *Ankara: Detay Yayıncılık*, 183-213.
- Modigliani, F., ve Cohn, R. A. (1979). Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analysts Journal*, 35(2), 24-44. <https://www.jstor.org/stable/4478223>
- Ndou, E., Gumata, N., ve Ncube, M. (2017). The Macroeconomic Effects of the Expected US Monetary Policy Normalisation Shock on the South African Economy. In: *Global Economic Uncertainties and Exchange Rate Shocks*. Palgrave Macmillan, Cham.
- Nelson, C. R. (1976). Inflation and Rates of Returns on Common Stocks, *Journal of Finance*, 31: 471-483. <https://doi.org/10.2307/2326618>

- Okorie, I. E., Akpanta, A. C., Ohakwe, J., Chikezie, D. C., Onyemachi, C. U., ve Ugwu, M. C. (2021). Modeling the relationships across Nigeria inflation, exchange rate, and stock market returns and further analysis, *Annals of Data Science*, 8, 295-329. <https://doi.org/10.1007/s40745-019-00206-7>
- Owens III, J. R. (2017). *The Federal Reserve's monetary policy effect on financial markets and investors* (Doctoral dissertation).
- Pan, M. S., Fok, R. C. W., ve Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets, *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503-520. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2005.09.003>
- 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.
- Qamri, G. M., Haq, M. A. U., ve Akram, F. (2015). The impact of inflation on stock prices: Evidence from Pakistan, *Microeconomics and Macroeconomics*, 3(4), 83-88. <https://doi.org/10.5923/j.m2economics.20150304.01>
- Ratanapakorn, O., ve Sharma, S. C. (2007). Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables, *Applied Financial Economics*, 17(5), 369-377. <https://doi.org/10.1080/09603100600638944>
- Redo, M. (2018). The stock market channel in the monetary policy transmission process. *Athenaeum. Polskie Studia Politologiczne*, 59, <https://doi.org/224-235>. 10.15804/athena.2018.59.14
- Ruman, A. M. (2022). Stock market implications of Fed's balance sheet size, *Journal of Economic Studies*, 49(2), 259-273. <https://doi.org/10.1108/JES-09-2020-0437>
- Ryan, G. (2006). Irish stock returns and inflation: a long span perspective, *Applied Financial Economics*, 16(9), 699-706. <https://doi.org/10.1080/09603100600691919>
- Sam, C. Y., McNown, R., ve Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration, *Economic Modelling*, 80, 130-141. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.11.001>
- Soylu Yıldırım, E., Demirtaş, C., & Ilıkkın Özgür, M. (2022). Ekonomik, finansal ve politik risk ile büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Journal of Economic Policy Researches*, 9(1), 165-186. <https://doi.org/10.26650/JEPR1016857>
- Spyrou, S. I. (2001). Stock returns and inflation: evidence from an emerging market. *Applied economics letters*, 8(7), 447-450. <https://doi.org/10.1080/13504850010003280>
- Stoica, O., Nucu, A. E., ve Diaconasu, D. E. (2014). Interest rates and stock prices: evidence from Central and Eastern European Markets, *Emerging markets finance and trade*, 50(sup4), 47-62. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X5004S403>
- Şimşek, M., ve Kadılar, C. (2006). Fisher etkisinin Türkiye verileri ile testi, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.
- Tai, C. S. (2007). Market integration and contagion: Evidence from Asian emerging stock and foreign exchange markets, *Emerging markets review*, 8(4), 264-283. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2006.09.011>
- Tiwari, A. K., Adewuyi, A. O., Awodumi, O. B., ve Roubaud, D. (2022). Relationship between stock returns and inflation: New evidence from the US using wavelet and causality methods, *International Journal of Finance & Economics*, 27(4), 4515-4540. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2384>
- Tursoy, T. (2019). The interaction between stock prices and interest rates in Turkey: empirical evidence from ARDL bounds test cointegration, *Financial Innovation*, 5(1), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0124-6>

- Wong, K. F., ve Wu, H. J. (2003). Testing Fisher hypothesis in long horizons for G7 and eight Asian countries, *Applied Economics Letters*, 10(14), 917-923. <https://doi.org/10.1080/1350485032000158645>
- Wongbangpo, P., ve Sharma, S. C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries, *Journal of asian Economics*, 13(1), 27-51. [https://doi.org/10.1016/S1049-0078\(01\)00111-7](https://doi.org/10.1016/S1049-0078(01)00111-7)
- Yang, S. Y., ve Doong, S. C. (2004). Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries, *International Journal of Business and Economics*, 3(2), 139.
- Yilanci, V., Aydin, M., ve Aydin, M. (2019). Residual augmented fourier ADF unit root test. 1-15. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/96797/1/MPRA_paper_96797.pdf
- Yonathan, R. (2023). The Effect of Profit Management and The FED's Interest Rates on Foreign Investment Behavior and its Impact on Stock Returns in the Banking Subsector on the IDX. *Jurnal Scientia*, 12(02), 2019-2035.
- Zhao, H. (2010). Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2009.09.001>
- Zhu, S., Liu, Q., Wang, Y., Wei, Y., ve Wei, G. (2019). Which fear index matters for predicting US stock market volatilities: Text-counts or option based measurement?, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 536, 122567.

Çalışma Beyanı

Makalenin yazarı, bu çalışma ile ilgili taraf olabilecek herhangi bir kişi ya da finansal kuruluş ile ilişkileri bulunmadığını dolayısıyla herhangi bir çıkar çatışmasının olmadığını beyan ederim.

Destek ve Teşekkür

Çalışmada herhangi bir kurum ya da kuruluştan destek alınmamıştır.