



PARA POLİTİKASININ HİSSE SENEDİ GETİRİSİ ÜZERİNDEKİ ASİMETRİK ETKİSİ:
BİST100 BOĞA VE AYI PİYASALARI ÖRNEĞİ
ASYMMETRIC EFFECTS OF MONETARY POLICY ON STOCK RETURNS: CASE OF
BIST100 BULL AND BEAR MARKETS

Can KARABIYIK¹



1. Arş. Gör. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat
Bölümü, c_karabiyik@hotmail.com,
<https://orcid.org/0000-0002-7255-7946>

Öz

Hisse senedi piyasasındaki hareketlilikler makro iktisadi yapı üzerinde önemli etkiler meydana getirmektedir. Bu nedenle borsalarda yaşanan oynaklıklar önemli birer istikrar göstergesi olarak kabul edilmektedir. Hızlı ve kolay uygulanabilme avantajlarına sahip olan para politikası ise, ekonomik istikrarsızlıklara müdahalede öncelikle tercih edilen iktisat politikası aracı niteliğindedir. Bu nedenle para politikasının borsalar üzerindeki etkisine ışık tutulması, etkin politika geliştirilmesi açısından hayati önem taşımaktadır. Bu araştırma ile Türkiye'deki parasal eylemlerin hisse senedi getirisi üzerindeki etkisi ampirik ve teorik açıdan ele alınmıştır. Ampirik çalışma için 1998Ç3-2020Ç1 dönemini kapsayan çeyreklik bir veri setinden faydalanılmıştır. Öte yandan para politikasının etkilerinin doğrusal olmadığı, mevcut iktisadi rejimin yapısına göre farklılaştığı iktisatçılar tarafından Büyük Buhrandan bu yana öne sürülmektedir. Bu nedenle para politikasının hisse senedi getirisi üzerindeki rejimsel etkisi Markov Rejim Değişimi Modeli kullanılarak incelenmiş ve TCMB parasal eylemlerinin boğa piyasasında daha etkin olduğuna dair kanıtlar elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Para Politikası, Hisse Senedi Getirisi, Doğrusal Olmayan Zaman Serileri, Markov Rejim Değişimi Modeli, Parasal Aktarım Mekanizması.

Abstract

Fluctuations in the stock market create significant effects on the macroeconomic structure. For this reason, the volatility in stock markets is considered as an important indicator of stability. The monetary policy, which has the advantages of fast and easy implementation, is primarily preferred economic policy tool in response to economic instabilities. Therefore, revealing the impact of monetary policy on stock markets is of vital importance for effective policy development. In this research, the effects of monetary actions on stock returns are discussed from both empirical and theoretical perspectives. For the empirical study, a quarterly data set covering the period 1998Q3-2020Q1 was used. On the other hand, it has been argued by economists since the Great Depression that the effects of monetary policy are not linear and differ according to the structure of the current economic regime. Therefore regime-dependent effects of monetary policy on stock returns were examined using Markov Regime Switching Model and it has obtained evidence that monetary actions of CBRT are more effective in the bull market.

Keywords: Monetary Policy, Stock Returns, Non-linear Time Series, Markov Regime Switching Model, Monetary Transmission Mechanism.

Makale Türü Article Type
Araştırma Makalesi Research Article

Başvuru Tarihi Application Date
02.10.2020 10.02.2020

Yayına Kabul Tarihi Admission Date
13.03.2021 03.13.2021

DOI

<https://doi.org/10.30798/makuiibf.804461>

EXTENDED SUMMARY

Research Problem

Fluctuations in the stock market create significant effects on the macroeconomic structure. For this reason, the volatility in stock markets is considered as an important indicator of stability. The monetary policy, which has the advantages of fast and easy implementation, is primarily preferred economic policy tool in response to instabilities. Therefore, shedding light on the impact of monetary policy on stock markets is of vital importance. This effect is vitally important in two respects. First, monetary policy developers are be able to develop effective policy formulas only if they know the response of stock market to monetary instruments. Secondly, accurate estimation of the reaction of asset prices to monetary policy will help to make effective investment decisions by reducing uncertainties in the market.

Research Questions

According to the monetary transmission mechanism, there is a negative relationship between stock market and monetary actions. On the other hand, it has been argued by economists since Great Depression that the effects of monetary policy are not linear and differ according to the structure of the current economic regime. This effect is named as asymmetric effects of monetary policy. It arises due to reasons such as asymmetric information, financial constraints and firm size. These constraints are caused by asymmetric information and are more binding in the bear market, where firms' net worth is lower. The size of the firms is another factor that deepens this effect. Large firms are less affected by contractionary monetary policies. Because large firms can meet their funding needs through capital markets without being affected by the rise in external financing premiums. However, contractionary policies for small firms are more binding in bear regimes. As a result all of these reasons, monetary policy creates regime-dependent asymmetric effects. This research has aimed to shed light on the asymmetric impact of monetary policy on stock markets, which is described as the effects of monetary actions differing according to prevailing market regimes, namely bull and bear.

Literature Review

Empirical findings are in accordance with the traditional view which asserts that expansionary monetary policy raises stock prices by increasing the future cash flow or by reducing the discount rate at which these cash flows are capitalized. However, studies in the literature have generally been conducted using linear methods. On the other hand, the existence of different regimes in the stock market and the cyclical movements in stock prices are frequently emphasized in the literature. For this reason, information about the relationship between monetary policy and stock market can be enriched by analyzing non-linear estimation methods. With these types of studies, some questions such as "Is the effect of monetary policy on the stock market asymmetric?" and "Are the effects of monetary policy on bear and bull markets different from each other?" can be answered. This study contributes to the literature in terms of making regime analysis.

Methodology

There is no consensus on the distinction between two stock market regimes, namely bull market and bear market. In addition to this there is no consensus on the definition of bull or bear market in the literature. In this context, to investigate the asymmetric effect of monetary policy on stock regimes, these regimes should be separated. Markov Regime Switching Model is successfully able to predict the turning points of stock market and separate it into bull and bear markets. For this reason asymmetric effects of monetary policy on stock market return are investigated in this research by employing Markov Regime Switching Model. For the empirical study, a quarterly data set covering the period 1998Q3-2020Q1 was used.

Results and Conclusions

Regime-dependent effects of monetary policy on stock returns were examined using Markov Regime Switching Model and it has obtained evidence that monetary actions of CBRT are more effective in the bull market. High levels of debt dollarization in Turkey are one of the possible causes of this result. According to this research, it can be said that counter-cyclical monetary policy is generally implemented to ensure financial stability in Turkey. In other words, expansionary monetary policy is applied in the bear market and contractionary monetary policy in the bull market. As a result of expansionary policy in bear market, liquidity increases in terms of local currency. This policy action makes financial/credit constraints less binding. However, falling interest rates cause capital outflow, affecting firms' foreign currency debt. Consequently, the effectiveness of the expansionary monetary policy implemented in the bear market is decreasing. This not a surprising result for Turkey who needs high level of foreign capital to ensure economic growth.

1. GİRİŞ

İktisat yazını incelendiğinde para politikasının çeşitli makro iktisadi etkileri üzerinde çok sayıda teorik ve ampirik çalışma yapılmıştır ancak analizlerde genel olarak doğrusal yöntemler tercih edilmiştir. Doğrusallık varsayımı modellemenin kolaylaştırılması açısından avantajlara sahiptir. Öte yandan doğrusal modeller iktisadi serilerin değişken doğası sebebiyle gerçekçilikten uzak olabilmektedirler. Para politikasının etkilerinin doğrusal olup olmadığı, bir başka deyişle iktisadi döngülerin farklı aşamalarındaki etkisinin benzer olup olmadığı uzun süredir tartışılmaktadır. Bu ise para politikasının asimetrik etkileri olarak isimlendirilmektedir. Örneğin para politikasının etkinliğinin, iktisadi genişleme dönemlerinde daha fazla olduğu 1930’lu yıllarda Keynes ve Pigou tarafından iddia edilmiş, 1960’larda ise iktisadi daralma sürecinde uygulanan parasal eylemlerin daha etkin olduğu öne sürülmüştür (Garcia ve Schaller, 2002). Keynes "İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi" isimli eserinde, parasal eylemlerin efektif talebi arttırmak için yeterli olmadığını, bir başka deyişle iktisadi daralma döneminde etkisiz olduğunu iddia etmektedir. Bunun nedeni olarak ise fiyatların aşağı yönlü katı, yukarı yönlü esnek olmasını göstermektedir. Bu işleyiş iktisat yazınında “ipi çekme (pushing on a string)” teorisi ile isimlendirilmektedir. Bu teori Barnichon, Matthes ve Sablik (2017) tarafından bir benzetmeyle açıklanmıştır:

“Bir ucunda para politikası diğer ucunda ise ekonomik aktivite olan bir ip olduğunu varsayalım. Ekonomi enflasyonist bir sürece girdiğinde, ekonomiyi soğutmak amacıyla sıkı para politikası uygulamak, fiyat istikrarını sağlamak için ekonominin bağlı olduğu ipin para politikası tarafından çekilmesine benzemektedir ve işe yarar bir politikadır. Öte yandan yavaşlamakta olan bir ekonomiyi canlandırmak için genişletici para politikası uygulamak ise ipi itmeye benzer ve çok etkili değildir.”

Aksine, parasal eylemlerin ekonomik daralma dönemlerinde daha etkin olduğunu iddia eden iktisatçılar da mevcuttur. Bunun arkasında yatan sebeplerden birisi ise, katı nominal ücret ve fiyatlar nedeniyle toplam arz eğrisinin şeklinin dışbükey olmasıdır (Lenz, 1997). Genel olarak bakıldığında, para politikası asimetrisi üzerine yapılmış olan çok sayıda araştırma, parasal eylemlerin etkilerinin ülkelere ve uygulandığı döneme göre farklı sonuçlar meydana getirdiğini, doğrusal olmadığını bir başka deyişle de asimetrik olduğunu göstermektedir (Ergeç, 2009; Thoma, 1994).

Para politikası uygulamaları çeşitli avantajları olması sebebiyle ekonomik istikrarsızlıklara müdahale de ilk tercih edilen iktisat politikası enstrümanıdır. Bürokratik süreçler gerektirmemesi, hızlıca uygulanabilmesi, kolayca takip edilebilmesi bu avantajlar arasındadır (Bartels, 1985). Para politikası, özellikle son yıllarda hızla büyüyen yükselen piyasa ekonomilerinde arzu edilen makro iktisadi hedeflere erişmek için sıklıkla kullanılmaktadır. Hisse senedi piyasasındaki hareketlilikler de makro iktisadi yapı üzerinde önemli etkiler meydana getirebilmektedir. Bu nedenle borsalardaki oynaklık bir finansal istikrar göstergesi olarak kabul görmektedir. Çünkü borsalardaki yüksek oynaklığın sonucunda reel sektör ve para piyasası olumsuz etkilenebilmektedir. Bu durumda ise,

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) finansal istikrarsızlığı azaltıcı önlemlere başvurmaktadır (Atış ve Erer, 2018). Bu bağlamda para politikası geliştirme sürecinde, ekonomik istikrarın sağlanabilmesi amacıyla, hisse senedi piyasası da dikkate alınmaktadır. İçsel özellikleri ve eksiklikleri nedeniyle, gelişen piyasa ekonomilerindeki hisse senedi piyasaları para politikalarındaki değişikliklerden yüksek boyutta etkilenebilmektedirler (Guo vd., 2013). Bu nedenle, hisse senedi piyasasındaki yüksek oynaklık sebebiyle ortaya çıkan finansal istikrarsızlığın ve bunun reel sektörde oluşturabileceği olumsuz etkilerin önüne geçilebilmesi için para politikasının borsa üzerindeki etkisinin anlaşılması büyük önem taşımaktadır. Bu anlayış iki açıdan önemlidir. İlk olarak, para politikası geliştiricileri ancak ve ancak hisse senedi piyasasının parasal enstrümanlara verdiği tepkiyi bilmeleri durumunda etkin politika formülleri geliştirebileceklerdir. İkinci olarak, bu tepkinin bilinmesinin, finansal piyasa katılımcıları açısından da birtakım faydaları bulunmaktadır. Varlık fiyatlarının para politikasına verdiği reaksiyonun doğru bir şekilde tahminlenmesi, piyasadaki belirsizlikleri azaltarak etkin yatırım kararları verilmesine ve uygun risk yönetimi stratejilerinin belirlenmesine yardımcı olabilecektir (Rigobon ve Sack, 2004).

Bu araştırma, hisse senedi piyasası-para politikası ilişkisine derinlik kazandıracak bir sorunun cevabını aramaktadır. Bu soru; “Para politikasının hisse senedi piyasasının Boğa ve Ayı evrelerindeki etkisi aynı mıdır?” şeklindedir. Bu sorunun sorulmasının sebebi ise, hisse senedi fiyatlarındaki bu etkilerin zamana ve piyasa döngülerine göre büyük ölçüde farklılık gösterebilmesidir. Örneğin, finansal piyasalarda bilgi asimetrisinin olması, finansal aracı kurumların bazı şahıslara ya da firmalara borç vermekte daha isteksiz olmalarına neden olarak finansal bir kısıt ortaya çıkarmaktadır (Chen, 2007). Sonuç olarak finansal aracı kurum, potansiyel karlı projeleri reddetmek zorunda kalabilecektir, bu da daha fazla borçlanma için teminat görevi gören varlıklara yapılan yatırımları azaltacaktır. Buna ilave olarak firmaların net değeri ayı piyasasında azalmaktadır. Böyle dönemlerde ise likiditedeki daralma daha yüksek boyutlara ulaşabilmektedir. Dolayısıyla, bağlayıcı finans kısıtı, para politikasının etkilerinin ayı piyasalarında daha büyük olduğunu, bir başka deyişle para politikasının asimetric etkilerinin mevcut olabileceğini göstermektedir (Bui, 2015).

Literatürde para politikası-hisse senedi piyasası ilişkisi üzerine yapılmış çok sayıda çalışma mevcuttur. Ancak özellikle Türkiye üzerine yapılan araştırmalarda, parasal eylemlerin ortaya çıkarmış olduğu etkilerin asimetric olup olmadığı konusundaki çalışmalar gerekli ilgiyi henüz görmemiştir. Literatürdeki çalışmalar genel olarak VAR modeli ve GMM modeli gibi doğrusal zaman serisi analizi yöntemlerini kullanmışlardır (Rigobon ve Sack (2003); Thorbecke (1997)). Oysa para politikasının etkilerinin simetric/doğrusal olmadığı, mevcut iktisadi rejimin yapısı ve uygulanan politikanın şekline göre farklılaştığı iktisatçılar tarafından Büyük Buhrandan bu yana öne sürülmektedir (Lo ve Piger, 2005). Parasal eylemlerin tüketim, yatırım, üretim ve işsizlik gibi makro ekonomik göstergelerdeki asimetric etkilerinin araştırıldığı çok sayıda çalışma mevcut olmakla birlikte, varlık fiyatları üzerindeki asimetric etkiyi araştıran çalışmalar da mevcuttur. Örneğin Cover (1992), Thoma (1994), Rhee ve Rich

(1995), Karras (1996a) ve Karras (1996b) parasal şoklarının milli gelir üzerindeki asimetrik etkisini Chen (2007) para politikasının hisse senedi getirisi üzerindeki asimetrik etkisini, Balke, Brown ve Yücel (2002) ise para politikasının petrol fiyatları üzerindeki asimetrik etkisini çalışmışlardır. Bu araştırma ise, BIST100 endeksini ayı/boğa piyasası rejimlerine ayırarak ve TCMB'nin uygulamış olduğu para politikası eylemlerinin her bir rejim için ortaya çıkarmış olduğu etkileri ortaya koyarak literatüre katkıda bulunmayı amaçlamaktadır. Ayrıca MRDM rejim geçiş olasılıkları değerlendirilerek, para politikasının rejimler arası geçiş üzerindeki etkisi değerlendirilecektir.

Yukarıda açıklanan ifadeler ek olarak, Gökalp (2016)'e göre Türkiye'de parasal aktarım mekanizmasının varlık fiyatları kanalı üzerine çok sayıda çalışma yapılmıştır ancak bu çalışmalar 2010 yılı öncesini baz almışlardır. 2010 yılı itibarıyla yürürlüğe giren yeni para politikası enstrümanlarının etkisinin incelenmesi de büyük önem taşımaktadır. Bu çalışma literatüre rejimsel analiz yapılmasının yanı sıra, söz konusu dönemde uygulanmaya başlamış olan yeni parasal enstrümanların farklı borsa rejimlerindeki etkisinin ortaya konması açısından da katkı yapmaktadır. Çalışmanın izleyen bölümünü oluşturmak için derin bir literatür taraması yapılmıştır ve literatüre katkı yapan seçilmiş çalışmalar özetlenmiştir. Sonraki bölümde ise çalışmanın teorik çerçevesi ortaya konulmaktadır. Son olarak araştırmada kullanılmış olan veri seti ile yöntem tanıtılarak araştırma bulgularına yer verilecektir.

2. LİTERATÜR

Finansal iktisatçılar uzun bir süre boyunca para politikasının reel bir etkisinin olup olmadığını tartışmışlardır. Ancak paranın nötr olmadığı ve reel etkiler meydana getirebildiği iddiası günümüzde genel olarak kabul edilmektedir (Paya, 2013). Literatürde para politikasının çeşitli makro iktisadi büyüklükler üzerindeki etkilerini araştıran sayısız çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların bir bölümünü ise, para politikasının hisse senedi fiyatları ve getirisi üzerindeki etkileri üzerine yapılan çalışmalar oluşturmaktadır. Bu çalışmalar ise, genel olarak Parasal Aktarım Mekanizmasına (PAM) sıklıkla atıfta bulunmaktadır. PAM, para politikasının etkilerinin ölçülmesi için gerçekleştirilen araştırmalarda genellikle bir "kara kutu" olarak nitelendirilmektedir (Bernanke ve Gertler, 1995). Bu benzetmenin yapılmasının çeşitli nedenleri mevcuttur. İlk olarak, PAM çeşitli kanallarla farklı iktisadi büyüklükleri ve farklı piyasaları, farklı hızlarda ve farklı büyüklüklerde etkileyebilmektedir (Loayza vd., 2002). İkinci olarak PAM'ın çalışma prensibi net bir şekilde bilinmemektedir (Kasapoğlu, 2007). Son olarak ise, PAM'ın büyük önem taşıyan bilgilere haiz olması öne sürülebilir. PAM hakkındaki bilgilerin derinleştirilmesi önemlidir çünkü bu bilgiler ışığında etkin iktisat politikası geliştirilebilecek, politika değişiklikleri için en uygun zaman bilinebilecek ve merkez bankalarının karar alma sürecindeki kısıtlar elimine edilebilecektir (Loayza ve Schmidt-Hebbel, 2002).

Yukarıda kısaca açıklanmış amaçlarla Rozeff (1974), parasal büyüme oranlarındaki artışın hisse senedi getirisini artırdığı sonucuna ulaşmıştır. Davidson ve Froyen (1982) ise finansal piyasalar için en kullanışlı bilginin aylık faiz oranları olduğunu, faiz oranlarındaki artışın 6 ya da 9 aylık dönemlerde

hisse senedi getirisini azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Öte yandan Rogalski ve Vinso (1977) geçmiş dönem parasal büyüklüklerindeki değişimin, hisse senedi piyasasında hiçbir tahmin gücü olmadığını iddia etmektedir. Buna ilave olarak Galí ve Gambetti (2015) parasal sıkılaşma politikasının sonucunda hisse senedi fiyatlarında düşüş yaşandığını öne sürerek geleneksel bakış açısı ile çelişen bulgular elde etmişlerdir.

Ancak literatür genel olarak değerlendirildiğinde, ampirik bulguların geleneksel bakışa uygun olduğu görülmektedir. Geleneksel bakış açısına göre genişletici para politikası, hisse senedi fiyatlarını gelecekteki nakit akışını arttırarak ya da bu nakit akışlarının aktifleştirildiği iskonto oranını azaltarak arttırmaktadır. Bu bulgulardan birisi de Thorbecke (1997) tarafından VAR modeli kullanılarak elde edilmiştir. Rigobon ve Sack (2003) ise para politikasının hisse senedi piyasasını etkilediği gibi hisse senedi piyasasındaki hareketliliklerin de para politikası uygulamasını etkilediğinin altını çizerek içsellik sorununun ortaya çıkabileceğini iddia etmiştir. Bu sorunu aşmak için ise değişen varyansa dayalı genelleştirilmiş momentler (GMM) yöntemini tercih etmiştir. Bu çalışmayı özel kılan bir başka neden ise, çalışmada hisse senedi piyasasındaki hareketliliklerin, para politikası uygulamasının belirleyicisi olarak ele alınmış olmasıdır. Araştırma sonucunda, hisse senedi fiyatlarındaki artışın beraberinde sıkı para politikası getirdiğine dair bulgular elde etmişlerdir. Rigobon ve Sack (2004) ise önceki çalışmasına nazaran farklı bir modelle birlikte aynı ampirik yöntemi, içsellik sorunundan kaçınmak için kullanmıştır. Bu çalışmada para politikası bağımsız değişken olarak, hisse senedi fiyatları ise bağımlı değişken olarak ele alınmıştır. Bir başka deyişle parasal büyüklükler hisse senedi piyasası hareketliliklerinin belirleyicisi olarak düşünülmüştür. Yazarlara göre, para politikası kurulu (PPK) toplantılarının yapıldığı tarihler ile oluşturulan kukla değişken yardımıyla tahminlenen En Küçük Kareler (EKK) modelleri, vaka çalışması olarak adlandırılmaktadır. Bu çalışmada ise vaka çalışmasına farklı bir açıdan bakılarak, PPK toplantı tarihlerinden farklı tarihler de kıyaslama amacıyla kukla değişken ile modellenerek tahminleme yapılmıştır. Sonuçlar, kısa vadeli faiz oranlarındaki artışın hisse senedi fiyatlarında düşüşe ve getiri eğrisinde yukarı yönlü bir kaymaya yol açtığını göstermektedir. Ioannidis ve Kontonikas (2008) ise, hisse senedi getirilerinin normal olmayan dağılımını hesaba katarak literatüre katkı yapmışlardır. Yazarlar incelenen ülkelerin %80'inde genel görüşün geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Buraya kadar özetlenmiş olan çalışmalar GMM, EKK, etki tepki analizi gibi doğrusal yöntemler kullanılarak yapılmışlardır. Öte yandan hisse senedi piyasasındaki farklı rejimlerin varlığı ve hisse senedi fiyatlarındaki döngüsel hareketler literatürde sıklıkla vurgulanmaktadır. Bu nedenle doğrusal olmayan tahmin yöntemleriyle analiz yapılmasıyla para politikası hisse senedi piyasası ilişkisi hakkındaki bilgiler zenginleşebilecektir. Bu tipteki çalışmalarla “Para politikasının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi asimetric midir?” ve “Para politikasının ayı ve boğa piyasalarında meydana getirdiği etki birbirlerinden farklı mıdır?” sorularına cevap aranmaktadır. Napolitano (2006) da bu sorulara cevap aramaktadır. Yazar Avrupa Merkez Bankası'nın (AMB) uyguladığı politikaların ayı piyasasında daha etkin olduğu sonucuna markov rejim değişim otoregresif modeli ile ulaşmıştır. Çalışmayı literatürdeki

benzerlerinden ayıran en büyük farkı ise, sonuçların ülke büyüklüğü ve endüstri portföyü farklılıklarına göre değerlendirilmiş olmasıdır. Bulgulara göre para politikası, büyük ülkelerin endüstri portföylerinde daha büyük etki yaratmaktadır. Chen (2007) ise MRDM ve EKK yöntemlerini eş zamanlı uygulamış ve sonuçlar arasında karşılaştırma yapmıştır. Çalışmanın özel yanı ise; M2 parasal büyüklüğü, çeşitli iskonto oranları, politika faizi ve VAR tabanlı para politikası göstergesi ile vaka çalışmasının kullanılmış olmasıdır. Böylelikle parasal eylemlerin her yönüyle modele aktarılması amaçlanmıştır. Faiz oranı büyüklüklerinin hisse senedi piyasasını tahminlemede etkin olduğu, sonuçların geleneksel görüş ile uyumlu olduğu ve para politikasının etkisinin ayı piyasasında daha büyük olduğuna dair bulgular elde edilmiştir. Jansen ve Tsai (2010) ise, firmanın dış borç kapasitesi, net kâr marjı, yatırımın getiri oranı ve Tobin q oranı gibi değişkenler kullanmış, firma düzeyinde analiz yaparak literatüre katkıda bulunmuşlardır. ABD’de PPK toplantılarının kukla değişken ile modele dahil edildiği araştırmada, beklenmeyen para politikası şoklarının ayı piyasasında negatif ve daha büyük olduğu saptanmıştır. Chen (2013) ise konuk ağırlama hizmetleri sektörü özelinde çalışarak havayolu, kumar, otel, seyahat ve eğlence sektörlerindeki hisse senedi getirisi serilerini MRDM ile incelemiştir. Araştırma sonucunda para politikasının ayı ve boğa piyasalarında asimetrik etkiler meydana getirdiği sonucuna ulaşmıştır. Borsa ve para politikası arasındaki ilişkinin para arzı, döviz kuru, faiz oranı ve merkez bankası rezerv oranından kaynaklandığının altını çizerek literatüre katkı sağlayan Guo vd. (2013), msvar-egarch modeli ile yaptığı tahminlemede, para politikası değişikliklerinin hisse senedi fiyatı oynaklığını artırdığını ve para politikasının hisse senedi piyasası üzerinde asimetrik etkileri olduğunu iddia etmektedirler. Han vd., (2014), gelişen piyasa ekonomilerinde para politikasının sadece ayı piyasasında istatistiksel olarak anlamlı bir etki meydana getirdiğini ve bu etkinin beklenmeyen para politikası şokları kaynaklı olduğunu vurgulayarak literatürde farklılaşmışlardır.

Türkiye için yapılmış olan araştırmalar incelendiğinde de genellikle EKK doğrusal yöntemler ile çalışıldığı göze çarpmaktadır. Aktaş vd. (2009) Türkiye ekonomisinde PAM’ın faiz kanalının çalıştığına ancak varlık kanalının çalışmadığına dair bulgular elde etmişlerdir. Bir başka deyişle yazarlara göre para politikası sürprizlerinin, borsa üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Parasal eylemler ile hisse senedi piyasası ilişkisine dair benzer bulgular, bir başka doğrusal tahmin yöntemi olan EKK ile Demiralp ve Yılmaz (2010) tarafından elde edilmiştir. Bir başka deyişle etkin piyasa hipotezi Türkiye için geçerlidir. Duran vd., (2010)’a göre sıkı para politikası uzun dönem faiz oranlarını etkileyebileceği gibi, risk primlerinde meydana gelen değişiklikler de uzun vadeli faizleri etkileyebilmektedir. Bu noktada bu iki etkinin birbirinden ayrılması anlamlı analiz yapılabilmesi açısından gereklidir. Bu nedenle çalışmada vaka çalışmasından faydalanılmıştır. Ayrıca değişen oynaklığa dayalı GMM yöntemiyle de tahminleme yapılarak sonuçlar karşılaştırılmıştır. Vaka çalışması, PPK kararlarının alındığı gün içerisindeki hisse senedi fiyat hareketlerini, değişen oynaklığa dayalı GMM ise PPK toplantısı günü ile bir gün öncesindeki fiyat değişimlerini bir arada kullanmaktadır. Her iki yöntemle de geleneksel görüşü destekleyen sonuçlar elde etmişlerdir. Şahin

(2011) de Türkiye’de parasal eylemlerin hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerini vaka çalışmasıyla ölçmüştür. Ancak hem IMKB100 endeksi düzeyinde hem de Jansen ve Tsai (2010) ile paralel olarak firma düzeyinde veri kullanarak literatürde farklılaşmıştır. Çalışmada beklenen ve beklenmeyen para politikası şoklarının asimetrik etkileri ile bu etkinin firmaların yer aldığı sektöre, ayrıca firmaların içerisinde bulunduğu finansal pozisyona göre çeşitlilik gösterip göstermediği incelenmiştir. Elde edilen bulgular IMKB100 düzeyinde para politikası sürprizlerinin hisse senedi fiyatlarını düşürdüğünü, firma boyutunda ise sektörlere özgü sonuçlarla karşılaşıldığını göstermektedir. Ayrıca firmanın içerisinde bulunduğu finansal pozisyonun, para politikasının hisse senedi piyasasında meydana getirdiği etkideki rolünün sınırlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yıldırım ve Mirasyedioğlu (2015), parasal eylemlerin toplam üretimde meydana getirdiği değişimi dolaylı olarak hisse senedi fiyatlarındaki ve yatırım stoklarındaki değişimle açıklamıştır ve Türkiye’de varlık fiyatları kanalının etkin bir şekilde çalışmadığı sonucuna ulaşmıştır. Özdemir ve Otluoğlu (2015), TCMB’nin enflasyon hedeflemesi yaptığı dönemde para politikası kararlarının Borsa İstanbul’da yarattığı etkiyi inceleyerek, faiz oranı şoklarının hisse senedi fiyatlarını kalıcı bir şekilde düşürdüğünü göstermişlerdir. Literatürdeki çalışmalar para politikası göstergesi olarak M1, M2 ve M3 gibi parasal büyüklükler ile çeşitli faiz oranlarını kullanmışlardır. Gökcalp (2016) para politikası göstergesi olarak faiz koridoru sınır değerlerini kullanarak literatürde kendisine farklı bir yer kazandırmıştır. Vaka çalışması ve GMM tahmincisiyle yapılan analizde, faiz koridorunun üst sınırında gerçekleştirilen sıkı para politikasının ve faiz koridorunun alt sınırında gerçekleştirilen gevşek para politikasının geleneksel görüşe uygun tepki verdiği dair bulgular elde edilmiştir. Literatürdeki diğer çalışmalardan oldukça farklı olarak Dinamik Stokastik Genel Denge modelini kullanan Kaya (2018), para politikası ile hisse senedi getirileri arasındaki nedensellik ilişkisini sorgulamıştır ve çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Para politikası ile hisse senedi piyasası ilişkisini inceleyen ve doğrusal olmayan tahmin yöntemleri tercih etmiş olan çalışmalara örnek olarak Altıntaş ve Yacouba (2018) ile Kaya ve Soybilgen (2019) gösterilebilir. Her iki çalışmada da doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme (NARDL) modeli kullanılmıştır. Altıntaş ve Yacouba (2018) para politikası ile hisse senedi piyasası arasında hem uzun hem de kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı asimetrik etkinin mevcut olduğunu iddia ederken, Kaya ve Soybilgen (2019) bu asimetrik etkinin sadece kısa dönemde geçerli olduğunu öne sürmektedir. Yapılan literatür taramasında Borsa İstanbul için rejimsel analiz yapan oldukça az sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan Aktaş vd., (2018), TCMB ile birlikte Amerikan, Avrupa, Rusya, Hindistan ve Brezilya merkez bankalarının parasal eylemlerinin, BIST100 endeksi oynaklığındaki asimetrik etkisi incelemişler ve tüm merkez bankalarının politikalarının ayı piyasasında BIST100 endeksi oynaklığını artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Boğa piyasasında ise sadece Amerikan Merkez Bankası ve AMB tarafından uygulanan parasal kararların BIST100 endeksi oynaklığını artırdığı gözlemlenmiştir. Atış ve Erer (2018) ise para politikasının ayı ve boğa piyasalarındaki asimetrik etkisini MRDM modeli ile 2002-

2016 dönemi için incelemiştir. Araştırma bulguları para politikası kararlarının asimetrik ve boğa piyasasında daha etkin olduğunu göstermektedir.

3. TEORİK ÇERÇEVE

Merkez bankalarının parasal eylemleri, çeşitli kanallarla varlık fiyatlarını da etkileyebilmektedir. PAM'ın kanallarından birisi olan geleneksel faiz oranı kanalına göre sadece iki varlık bulunmaktadır. Bu varlıklar ise para ve tahvildir ve sadece iki varlığın yer aldığı bir ekonomik sistem varsayımının gerçekçiliği eleştirilmektedir. Bu nedenle Monetaristler PAM'ın reel etkilerini, reel servet ve hisse senedi fiyatları gibi varlıkların fiyatlarını da göz önünde bulundurarak değerlendirmektedirler (Mishkin, 1996).

PAM'ın monetarist kanalı olarak isimlendirilen varlık kanalı, faiz oranı değişimleri yerine varlık fiyatlarındaki nispi değişimlerin direkt etkisi üzerinde durmaktadır. Buradaki amaç, para politikası değişikliğinin neden olduğu portföy değişimlerinin, varlık fiyatı değişikliklerine sebep olacağı ve bunun da reel etkilerinin olabileceğidir. Çünkü yatırımcıların portföylerindeki varlıklar birbirlerinin eksik ikamesi niteliğindedir ve yatırımcılar piyasa hareketlerine bakarak portföylerini değiştirme eğilimindedirler. Bu görüşe göre faiz oranının, diğer varlıklara nazaran özel bir etkisi yoktur (Kuttner ve Mosser, 2002). PAM açısından önem taşıyan ve varlık fiyatlarını kapsayan iki mekanizma mevcuttur: Bunlar, yatırımın Tobin q teorisi ve servetin tüketim üzerindeki etkisidir (Mishkin, 1996).

Servet kanalı, Ando ve Modigliani (1963) "Tüketimin Yaşam Döngüsü Modeli" üzerine kurulmuştur. Bu modele göre tüketim cari gelire göre değil servete bağlı olarak şekillenmektedir. Yaşam döngüsü yaklaşımına göre, paranın tüketime olan etkisi şu mekanizma ile ortaya çıkmaktadır: Daraltıcı para politikasıyla yükselen faiz oranları; hisse senetleri, tahvil ve konut gibi varlıkların fiyatlarının azalmasına yol açmaktadır. Bunun sonucunda hane halklarının toplam serveti azalmakta, dolayısıyla tüketimleri de azalmaktadır (Kuttner ve Mosser, 2002). Tüketim harcamaları bireylerin ömürleri boyunca kazanmış oldukları finansal servetleri, beşeri ve reel sermayeleri tarafından belirlenmektedir. Buna göre, tüketim harcamalarının asıl kaynağı cari gelir değil, yaşam boyu gelir olmaktadır (Claus ve Grimes, 2003). Servetin bir unsuru olan finansal servet ise, genellikle hisse senetlerinden oluşmaktadır (Mishkin, 1996). Faiz oranları ile hisse senedi fiyatları arasında negatif yönlü ilişki vardır. Örnek olarak, faizler yükseldiğinde sermayenin marjinal maliyeti yükseleceğinden, yatırım harcamaları azalacaktır. Bu ise, firmaların getirileri üzerinde olumsuz etki yaratarak, firmaların sermaye piyasasındaki değerini düşürecektir. Aksine parasal gevşeme yaşandığında, hane halkları ve firmalar toplam harcamalarını arttırarak, hisse senedi fiyatlarının yükselmesine yol açacaklardır. Hisse senedi değerlerinin yükselmesi ise, ekonomik birimlerin finansal servetlerinin, yaşam boyu gelirlerinin ve tüketimlerinin artmasına yol açmaktadır (Mishkin, 1996).

Varlık kanalının bir diğer kolu ise Tobin q teorisi ile açıklanmaktadır. Tobin q teorisine göre, firmaların sermaye piyasası değerleri ile yatırım harcamaları, dolayısıyla da toplam üretim arasında doğru yönlü ilişki mevcuttur (Tobin, 1969). Tobin q teorisi, parasal eylemlerin reel ekonomiyi hisse senedi fiyatlarıyla etkileyebildiği bir mekanizma önermektedir ve bu işleyiş geleneksel faiz oranı kanalından farklıdır. James Tobin'e göre "q" değeri firmanın piyasa değerinin, firmanın yenileme maliyetinin değerine bölünmesiyle elde edilmektedir. Firmanın alacağı yatırım kararı, q değerine göre belirlenecektir. Tobin q değerinin 1'den büyük olması, firmanın etkin olduğunu ve yatırımın rasyonel olduğunu ifade etmektedir. Faiz oranları ve hisse senedi fiyatları arasındaki negatif ilişki sonucunda, genişletici para politikası firmanın piyasa değerini yükseltecektir. Bu mekanizma şu şekilde açıklanmaktadır (Mishkin, 1996): Para arzı arttırıldığında, hane halkları tutmak istediğinden daha fazla nakit bulundurduğu için harcamalarını arttırarak, tuttıkları para miktarını azaltmaya çalışacaklardır. Bu harcamaların bir kısmı hisse senedi alımı için kullanılacağından, hisse senedi talebi artışı sonucu hisse senedi fiyatları da yükselecektir. Sonraki aşamada Tobin q değeri de yükselerek, firmanın nispi sermaye yenileme maliyetinin düşmesine neden olacaktır. Bu durumda, rasyonel davranacak olan firma, yatırımı gerçekleştirecektir.

Buraya kadar olan açıklamalar para politikasıyla hisse senedi fiyatları arasındaki doğrusal ilişkiyi açıklamaktadır. Para politikasının hisse senedi piyasasının farklı rejimlerindeki doğrusal olmayan asimetric etkileri asimetric bilgi, finansal kısıtlar ve firma boyutu gibi nedenlerle ortaya çıkmaktadır. Finansal piyasalardaki asimetric bilgi, kredi kısıtlamalarına yol açmaktadır. Bu kısıtlar, firmaların net değerinin düşük olduğu daralma rejimlerinde daha bağlayıcı olabilmektedirler. Bu durumda, daraltıcı para politikasının yatırımda iki etkisi ortaya çıkacaktır. Bunlar, sermaye maliyetinin yükselmesi neticesinde yatırımdaki düşüş ve likiditenin daralması sonucu yatırım talebinin düşmesi şeklinde özetlenebilirler. Sonuç olarak, daralma dönemlerindeki parasal şokların piyasalar üzerindeki etkisi daha güçlü ve asimetric olacaktır (Garcia ve Schaller, 2002).

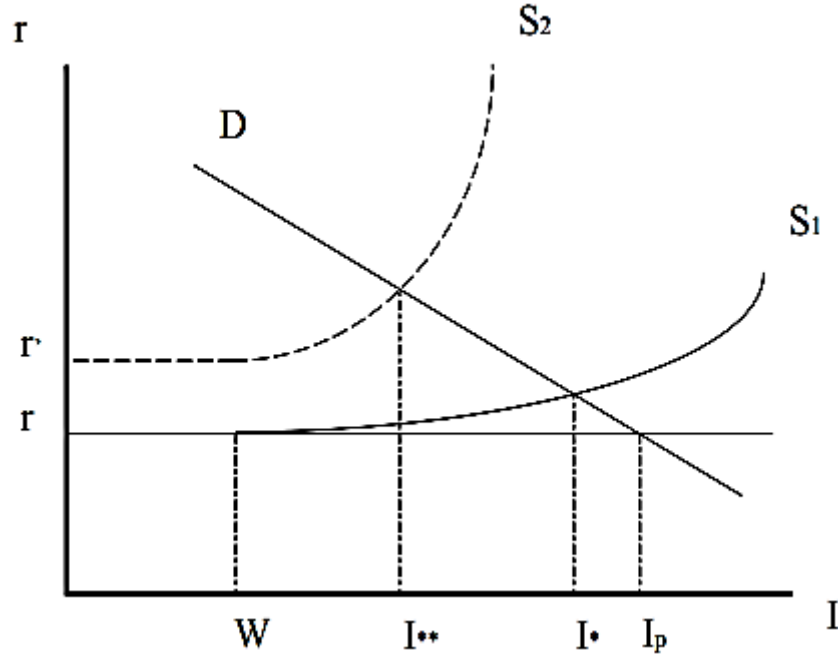
Kredi piyasasındaki kısıtlamalar için ortaya atılan teoriler, parasal eylemlerin etkinliğinin daralma dönemlerinde, genişleme dönemlerinde olduğundan daha etkili olduğunu iddia etmektedirler. Buna göre, finansal piyasalardaki asimetric bilgi, finansal aracılık maliyetlerini yükselterek firmaların dış finansman primini arttırmaktadır. Buna ilave olarak aracılık maliyetleri ile firmaların net değeri arasında negatif yönlü ilişki mevcuttur. Firmaların net değeri ise konjonktür yanlısı bir değişkendir. Buna göre firmaların aracılık maliyetleri daralma rejiminde yükselmekte, genişleme rejiminde ise azalmaktadır. Firma bilançolarının kuvvetli olduğu genişleme rejimindeki fon gereksinimi, firma dağıtılmamış karlarından giderilebilmektedir. Böyle zamanlarda dış finansman primleri yüksek değildir. Bu açıdan, finansman primleri üzerinde etki yaratan parasal şokların, genişleme rejimlerindeki etkisi oldukça sınırlı kalmaktadır. Diğer taraftan nakit akışının düşük ve firmaların dış finansmana bağımlılığının yüksek olduğu daralma rejimlerinde, para politikasının daha kuvvetli bir etki meydana getirmesi daha muhtemeldir. Sıkı para politikası faizlerin artmasına neden olarak firma bilançolarını

bozmakta ve yüksek dış finansman primiyle firmaların maliyetlerini daha da yükseltmektedir (Kakes, 1998). Buna ek olarak daraltıcı para politikası sonucu yükselen faizler ve iflas riski, bankaların bazı firmalara borç vermekte daha isteksiz davranmalarına yol açabilmektedir ve firmalar üzerindeki asimetrik etkiyi şiddetlendirmektedir. Bu koşullarda kredi kısıtları bağlayıcıdır ve toplam hasılda düşüşe neden olacaktır (Florio, 2004).

Firmaların büyüklüğü bu etkiyi derinleştiren bir diğer etmendir. Kredi arzındaki daralmalar geniş hacimli firmaları daha düşük düzeyde etkilemektedir. Çünkü geniş hacimli firmalar fon ihtiyaçlarını, sermaye piyasaları aracılığı ile dış finansman primlerindeki yükselişten etkilenmeksizin arttırabilmektedirler. Ancak küçük firmalar için kredi kısıtları daralma rejimlerinde, genişleme rejimindekinden daha bağlayıcı olmaktadır (Shen, 2000). Fon maliyetindeki artışlar, küçük firmaların yatırım harcamalarını azaltmalarına neden olmaktadır. Özet olarak para politikasının etkililiği, ekonominin içerisinde bulunduğu döngüsel hareketlere göre değişmektedir (Florio, 2004).

Kredi temelli para politikası asimetrisinin açıklaması (Kakes, 1998) tarafından Şekil 1 ile yapılmıştır. Şekil 1'in dikey ekseninde fon maliyetini gösteren faiz oranı (r), yatay ekseninde ise yatırım (I) yer almaktadır.

Şekil 1. Finansal Hızlandırıcı



Kaynak: Kakes (1998)

Buna göre, D firmaların yatırım fonu talebini, S1 ve S2 ise fon arzını göstermektedir. Firmalar W yatırım düzeyine kadar r faiz oranı ile fon talep edebilmektedirler. Bu düzeyde kadar firma dış finansman primi ödemek zorunda değildir veya finansmanını iç kaynaklarından sağlayabilmektedir. Firma, W düzeyinin üzerindeki yatırım seviyelerinde dış finansman primi ödeyerek daha yüksek faiz

oranlarına katlanmak zorundadır. Dış finansman primi ise, yatırım düzeyi ile büyüyen yatırımdaki beklenen riske bağlı olarak artmaktadır. Denge yatırım düzeyinde toplam yatırımlar I^* seviyesinde olup, tam rekabetçi sermaye piyasasını ifade eden ve dış finansman priminin olmadığı yatırım düzeyi olan I_p seviyesinin altındadır. Daraltıcı bir para politikası, faiz oranlarında artışa neden olarak fon arzı eğrisinin içeriye doğru S_1 düzeyinden S_2 düzeyine kaymasına neden olacaktır. Daha yüksek orandaki faiz oranları, borçlananların temerrüt riskini arttıracığından, dış finansman primi önceki düzeyinden daha büyük bir oranda olacaktır. Sonuç olarak S_2 eğrisi S_1 eğrisinden daha dik konuma gelecektir. Dolayısıyla parasal sıkılaştırmanın etkisi, dış finansman priminin artış etkisi ile büyümüştür. Özetle kredi sistemi, parasal şokların etkilerini borçlanan firmaların net değeri, teminatları ve kredi kısıtları arasındaki etkileşim vasıtasıyla devamlı kılan ve bu etkileri arttıran bir yayılma mekanizması işlevi görmektedir (Kaufmann, 2002).

4. VERİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, MRDM yöntemi yardımıyla “para politikasının hisse senedi piyasası üzerindeki etkileri asimetrik midir?” sorusuna yanıt aranmıştır. MRDM, doğrusal tahmin yöntemlerinin aksine doğrusal olmayan ve asimetrik değişkenlerin araştırılması için daha uygun niteliktedir (Garcia ve Schaller, 2002). MRDM ile rejimsel analizlerin yapılabilmesi mümkün kılınmıştır. Ancak, boğa piyasası ve ayı piyasası gibi hisse senedi piyasası rejimlerinin ayrımlarına dair herhangi bir fikir birliği kurulamamıştır ve literatürde genel kabul görmüş birer boğa ya da ayı piyasası tanımı mevcut değildir (Jiang, 2018). Bu bağlamda, para politikasının hisse senedi rejimlerindeki asimetrik etkisinin araştırılabilmesi için, bu rejimlerin birbirinden ayrılması gerekmektedir. MRDM ise, ekonomik rejimlerin dönüm noktalarını başarıyla tahminleyerek, üzerinde çalışılan dönemi genişleme ve daralma rejimlerine ayırabilmektedir (Karabıyık, 2020). Ayrıca MRDM hisse senedi piyasası üzerinde yapılan tahminlemelerde diğer modellere nazaran avantajlıdır. Çünkü MRDM, ayı ve boğa piyasaları arasındaki geçişlerde yer alan eş hareketliliği yakalayarak ve örtük ortak faktörü çıkararak hisse senedi piyasasının hareketlerini daha kesin bir şekilde temsil etmektedir (Jiang, 2018).

Hamilton (1989) tarafından geliştirilmiş olan MRDM, birinci dereceden markov zinciri olan stokastik bir durum değişkeni olan “ S_t ” vasıtasıyla rejimler arasında ayırım yapabilmektedir. Durum değişkeni S_t gözlemlenmemektedir. Ayrıca ayı ve boğa piyasaları için $S_t = 0$ veya $S_t = 1$ değerlerini almaktadır. MRDM Denklem 1 ile gösterilmektedir:

$$Y_t = \alpha_1 S_t + \alpha_2 (1 - S_t) + [\alpha_1 S_t + \alpha_2 (1 - S_t)] \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

Denklem 1’de yer alan Y_t ifadesi hisse senedi getirisini ifade etmektedir ve durum değişkeni S_t vasıtasıyla ayı ve boğa piyasası rejimlerine ayrılmaktadır. Birinci derece markov zinciri tarafından şekillendirilen rejim geçiş olasılıkları aşağıdaki denklemler ile elde edilmektedir:

$$P(S_t | \gamma_{t-1}, S_{t-1}) = P(S_t | S_{t-1}) \text{ olmak üzere} \quad (2)$$

$$P_{00} = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p \quad (3)$$

$$P_{01} = P(s_t = 0 | s_{t-1} = 1) = 1 - p \quad (4)$$

$$P_{10} = P(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) = q \quad (5)$$

$$P_{11} = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 0) = 1 - q \quad (6)$$

Denklem 3, 4, 5 ve 6'da verilmiş olan P_{ij} koşullu olasılık değerleri, "i" rejiminden sonra geçerli olacak olan rejimin "j" rejimi olması olasılığını vermektedir. Örneğin P_{10} olasılığı, 1 rejiminden 0 rejimine geçiş olasılığını, P_{11} ise 1 rejiminin devam etme olasılığını vermektedir. Bunlar rejim geçiş olasılıkları olarak adlandırılmıştır ve aşağıdaki matris ile gösterilmektedirler:

$$p_{ij} = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Türkiye'de para politikasının BIST100 getirisi üzerindeki asimetrik etkisinin incelenmesi amacıyla kurulan ekonometrik modelde kullanılmış olan veriler 1998Ç3-2020Ç1 dönemini kapsamaktadır ve Tablo 1'de özetlenmiştir.

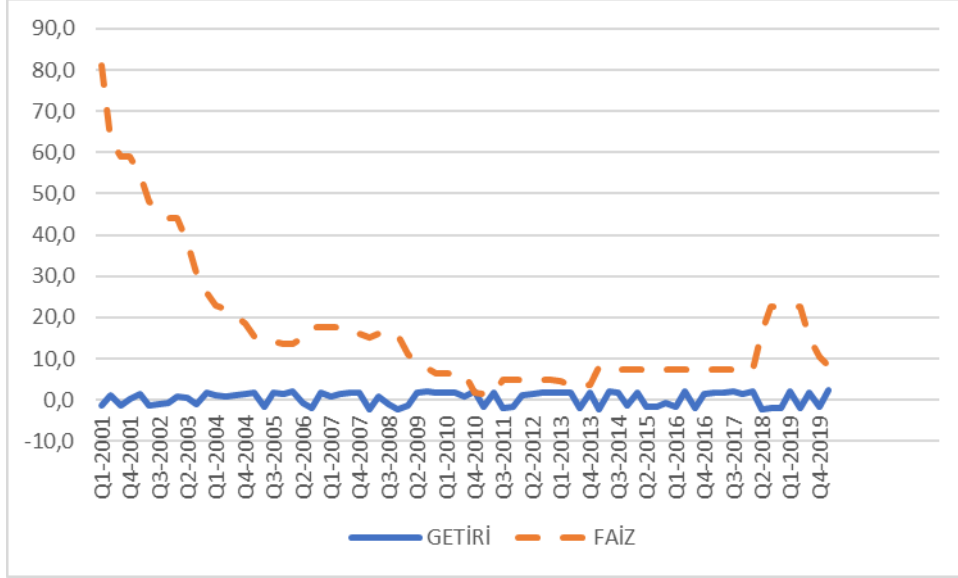
Tablo 1. Veri Tanımlamaları

DEĞİŞKEN	DEĞİŞKEN TANIMI	VERİ KAYNAĞI
BIST	BIST100 Endeksi	www.investingtr.com
GETİRİ	BIST100 Hisse Senedi Getirisi	GETİRİ=log(BISTt/BISTt-1)
FAİZ	Bankalar arası Gecelik Faiz Oranı	OECD
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi	OECD
ÜRETİM	Sanayi Üretim Endeksi	OECD
BÜYÜME	Ekonomik Büyüme	OECD
1998Ç3-2020Ç1 ÇEYREKLİK VERİ SETİ, HER BİR DEĞİŞKEN İÇİN 87 GÖZLEM.		

Literatürde para politikasının temsil edilmesi amacıyla genellikle M1, M2 ve M3 gibi parasal büyüklüklerle birlikte bir takım faiz oranları tercih edilmiştir. Ancak parasal büyüklüklerin parasal gösterge olarak modellenmesi bazı sorunları da beraberinde getirmektedir. Bunlardan ilki, her para politikası değişikliğinin, parasal büyüklükleri etkileyemeyebileceği gerçeğidir. Bununla birlikte, farklı parasal büyüklükler farklı yönlere doğru hareket ederek parasal duruş hakkında çelişki yaratabilmektedirler. Sonuç olarak, parasal göstergelerin kullanılması, parasal eylemlerin eksik veya hatalı yorumlanmasına yol açabilmektedir (Florio, 2004; Garcia ve Schaller, 2002). Tüm bunlar dikkate alındığında, politika faizlerinin parasal büyüklüklerden daha tutarlı olduğu öne sürülmektedir (Garcia ve Schaller, 2002; Ravn ve Sola, 2004). Ayrıca, merkez bankalarının iktisadi istikrarsızlıklara politika faizini kullanarak ivedilikle müdahale etmesi, politika faizinin parasal duruş için daha iyi bir temsilci olduğunu göstermektedir (Garcia ve Schaller, 2002). Buna ilave olarak, merkez bankası müdahalelerinin önemli bölümü politika faizi değişiklikleriyle yapılmaktadır (Ravn ve Sola, 2004). Bunlar vb. sebeplerle, politika faizinin para politikası göstergesi olarak kullanımı literatürde oldukça yaygındır (Höppner vd., 2008; Lenz, 1997). Para politikası göstergesi olarak faiz oranının kullanılmasının bir başka avantajı, parasal büyüklüklere göre daha hızlı ve daha basit bir şekilde ölçülmesidir (Mishkin, 2005). Bu nedenlerle bu çalışmada, para politikası göstergesi olarak OECD veri tabanından elde edilmiş

olan bankalar arası gecelik faiz oranı kullanılmıştır. Türkiye’de para politikası ile hisse senedi getirisinin genel seyri Şekil 2’de gösterilmektedir. Şekil 2 dikkatle incelendiğinde, Türkiye’de para politikası ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişki PAM ile tutarlı olarak negatif yönlüdür.

Şekil 2. Türkiye Ekonomisinde Faiz ve Hisse Senedi Getirisi



Kaynak: OECD

Para politikasının hisse senedi getirisi üzerindeki asimetric etkilerinin ölçülmesi amacıyla ise, hisse senedi fiyatları vasıtasıyla hesaplanmış olan hisse senedi getirisi serisi kullanılmıştır. BIST100 hisse senedi fiyatları serisi “investingtr” web sitesinden elde edilmiştir ve hisse senedi getirisi Denklem 8 kullanılarak hesaplanmıştır.

$$Getiri = \log \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right) \quad (8)$$

Ayrıca, ihmal edilmiş değişken sorunundan kaçınmak için TÜFE, ÜRETİM ve BÜYÜME değişkenleri modele kontrol değişkeni olarak eklenmiştir. Söz konusu değişkenler OECD veri tabanından elde edilmiştir. Modelde kullanılan tüm serilerin mevsimsel düzeltilmesi yapılmıştır. Ayrıca GETİRİ ve BÜYÜME serileri haricindeki değişkenlerin tamamı doğal logaritmaları alınarak kullanılmıştır.

5. BULGULAR

Durağan olmayan serilerin kullanıldığı ekonometrik modeller, yanıltıcı analiz bulgularının elde edilmesine yol açmaktadır ve bu durum sahte regresyon olarak ifade edilmektedir (Granger ve Newbold, 1974). Bu sorundan kaçınmak amacıyla, serilere birim kök testi uygulanmalıdır. Bu nedenle bu çalışma kapsamında kullanılan veriler için durağanlık sınaması ilk olarak geleneksel bir birim kök testi olan Dickey ve Fuller (1979, 1981) ADF testi ile yapılmıştır. Ancak, zaman serilerinde meydana gelen yapısal kırılmalar, ortalama ve varyansı zaman boyunca sabit olan yeni bir rejim oluşturabilmektedir.

Gerçekte durağan olabilen bu serilerde uygulanan geleneksel birim kök testleri, serilerin birim kök içerdiğine dair bulgular sunabilmektedir. Bu olgu sahte birim kök olarak isimlendirilmektedir. Sahte birim kök sorunundan kaçınmak için yapısal kırılmalara izin veren birim kök testleri de kullanılmalıdır (Perron, 1989). Bu amaçla bu çalışmada yapısal kırılmaları hesaba katan Zivot ve Andrews (2002) “ZA” birim kök testi de uygulanmıştır. Birim kök test bulguları Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2. Birim Kök Test Bulguları

DEĞİŞKENLER	ADF		ZA	
	Düzey	1. Fark	Düzey	1. Fark
GETİRİ	-9,33***	-	-9,58***	-
FAİZ	-1,79	0,00***	-3,24	-10,33***
TÜFE	-3,01**	-	-9,97***	-
ÜRETİM	-9,12***	-	-9,66***	-
BÜYÜME	-7,47***	-	-9,58***	-

(*** %1 anlamlılık düzeyini, ** %5 anlamlılık düzeyini, * %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir)

Her iki teste göre de Faiz değişkeni haricindeki serilerin tamamı düzeyde durağandır. Faiz değişkeni ise birinci farkı alınarak durağanlaştırılabilmektedir. Ayrıca modellenecek olan FAİZ ve GETİRİ serilerinin doğrusallıklarının sınanması için Broock vd., (1996) BDS bağımsızlık testi kullanılmıştır. Test sonuçları Tablo 3’te gösterilmektedir.

Tablo 3. BDS Testi Sonuçları

GETİRİ				
BOYUT	BDS İstatistiği	Std. Hata	z- İstatistiği	Olasılık
2	0.163122	0.004631	35.22645	0.0000
3	0.282481	0.007407	38.13780	0.0000
4	0.361653	0.008872	40.76332	0.0000
5	0.416666	0.009299	44.80521	0.0000
6	0.451291	0.009018	50.04385	0.0000
FAİZ				
BOYUT	BDS İstatistiği	Std. Hata	z- İstatistiği	Olasılık
2	0.182968	0.010774	16.98262	0.0000
3	0.316262	0.017293	18.28834	0.0000
4	0.409224	0.020805	19.66963	0.0000
5	0.476901	0.021912	21.76447	0.0000
6	0.521653	0.021356	24.42651	0.0000

Her iki değişken için elde edilen BDS test bulgularına göre, serilerin doğrusal yapıda olduğunu ifade eden boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bir başka deyişle seriler doğrusal değildir ve doğrusal olmayan yöntemlerle modellenebilmektedirler. Bu sebeple bu çalışmada, para politikası ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişki MRDM ile modellenmiştir. Ampirik analizde kullanılan MRDM Denklem 9’da sunulmuştur.

$$GETİRİ_t = [\alpha_0(1 - s_t) + \alpha_1 s_t] + [\beta_0(1 - s_t) + \beta_1 s_t]FAİZ_t + \varphi_t TÜFE_t + \phi_t ÜRETİM_t + \mu_t BÜYÜME_t + [\psi_0(1 - s_t) + \psi_1 s_t]\varepsilon_t \quad (9)$$

MRDM yönteminde kullanılan değişkenler, rejime göre değişen veya değişmeyen nitelikte modellenebilmektedir. Denklem 9’da görülebileceği üzere, para politikasının hisse senedi getirisi üzerindeki asimetrik etkisinin ölçülmesi amacıyla, sadece FAİZ değişkeni rejim değişim özelliğine sahiptir. Bir başka deyişle, FAİZ değişkeni için elde edilecek olan tahmin katsayısı, durum değişkeni

s_t 'yi içermektedir. TÜFE, ÜRETİM ve BÜYÜME değişkenleri modele, rejim değişim özellikleri olmadan kontrol değişkeni olarak eklenmişlerdir. Çalışma kapsamında tahminlenmiş olan MRDM bulguları Tablo 4 ile gösterilmektedir.

Tablo 4. MRDM Bulguları

GETİRİ	PARAMETRE	KATSAYI	STD. HATA	OLASILIK
BÜYÜME	μ_t	0,07	0,02	0,00
TÜFE	φ_t	-0,18	0,05	0,00
ÜRETİM	ϕ_t	-1,66		0,19
AYI PİYASASI				
FAİZ	β_0	-1,56	0,53	0,00
SABİT TERİM	α_0	-1,43	0,10	0,00
BOĞA PİYASASI				
FAİZ	β_1	-2,07	0,48	0,00
SABİT TERİM	α_1	1,55	0,10	0,00

Modelde yer alan sabit terim katsayıları α_0 ve α_1 , bağımlı değişkenin hisse senedi getirisi olması nedeniyle, ayı ve boğa piyasalarındaki ortalama getiri hakkında bilgi vermektedir. Buna göre BIST100 yatırımcıları Boğa piyasasında iken ortalama %1,55 (α_1) kazanç elde etmişler ve ayı piyasasında ise ortalama %1,43 (α_0) zarara uğramışlardır. Bulgular TÜFE ile GETİRİ arasında ters yönlü ilişki olduğunu göstermektedir ve Choudhry (2001) ile tutarlıdır. Buna göre yatırımcıların reel servetleri enflasyon nedeniyle küçülmektedir ve PAM'da açıklandığı üzere hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etki yaratmaktadır. MRDM tahmini ile elde edilmiş olan BÜYÜME değişkeni katsayısına göre ekonomik büyümedeki artış reel serveti arttırarak hisse senedi getirisini olumlu yönde etkilemektedir. Mauro (2003) da bu görüşü desteklemektedir. Hisse senedi fiyatları, gelecekteki temettülerin bugünkü ıskonto edilmiş değerini yansıtmaktadır ve temettü artışı konjonktür yanlısı bir değişkendir. TÜFE ve BÜYÜME serileri istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmuşlardır. Öte yandan Kandir (2008)'e paralel olarak ÜRETİM değişkeni ile GETİRİ arasında anlamlı ilişki saptanamamıştır. Türk hisse senedi piyasasının finansal kaynakları reel sektöre aktarmadaki başarısı üzerine yapılan değerlendirmeler göz önüne alındığında, elde edilen bu sonuç şaşırtıcı değildir.

Para politikasının hisse senedi getirisi üzerindeki asimetric etkilerini ölçen β_0 ve β_1 katsayıları incelendiğinde, para politikasının PAM'da açıklanan teoriler ile tutarlı olarak, hisse senedi getirisi üzerinde negatif etki meydana getirdiği görülmektedir. Buna ilave olarak, bulgulara göre bu etki asimetrictir ve parasal eylemlerin hisse senedi getirisi üzerindeki etkisi boğa piyasasında daha büyüktür.

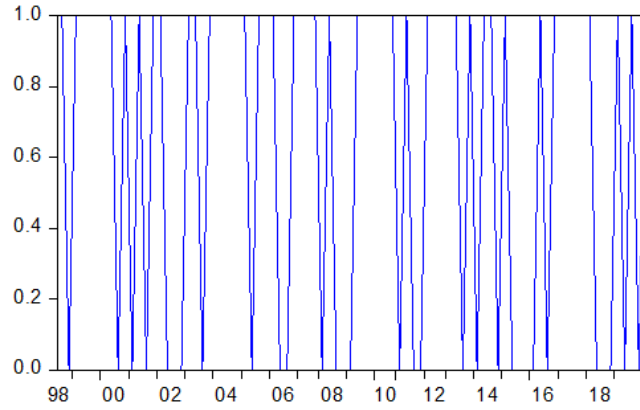
Bir rejimin izleyen dönemde devam etmesi ya da bir rejimden bir başka rejime geçilmesi üzerindeki etkisi rejim geçiş olasılıkları ile ifade edilmektedir. Rejim geçiş olasılıkları Tablo %'te sunulmaktadır.

Tablo 5. Rejim Geçiş Olasılıkları Matrisi

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,34 & 0,66 \\ 0,39 & 0,61 \end{bmatrix}$$

Rejim geçiş olasılık değerlerine göre ayı piyasasındayken, ayı piyasasının izleyen dönemde de devam etme olasılığı %34, ayı piyasasından boğa piyasasına geçiş olasılığı ise %66'dır. Boğa piyasası koşulları geçerliyken ise, boğa piyasasının izleyen dönemde de devam etme olasılığı %61, boğa piyasasından ayı piyasasına geçiş olasılığı ise %39'dur. Bulgulara göre her iki rejim için de kalıcılık söz konusu değildir. Ancak boğa piyasasının tekrar boğa piyasası ile devam etmesi olasılığı veya ayı piyasasından boğa piyasasına geçiş olasılığının görece yüksek olması Türkiye Ekonomisinin dinamizmine işaret etmektedir. Şekil 3'te ise filtrelenmiş rejim olasılıkları gösterilmektedir.

Şekil 3. Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları ($St=0$)



Şekilde yer alan yatay eksen zamanı (yılların son iki hanesini), dikey eksen hisse senedi piyasasının rejim olasılık değerlerini göstermektedir. Rejim olasılığının 0 olması söz konusu tarihte geçerli olan rejimin ayı piyasası olduğunu, 1 olması ise geçerli rejimin boğa piyasası olduğunu ifade etmektedir. 1998-2020 dönemini yansıtan şekle göre her iki piyasa da kalıcılık göstermemekte, rejimler periyodik olarak değişmektedir.

6. SONUÇ

Ekonomik istikrarın sağlanabilmesi için, hisse senedi piyasası da dikkate alınmalıdır. İçsel özellikleri ve eksiklikleri nedeniyle, gelişen piyasa ekonomilerindeki hisse senedi piyasaları para politikalarındaki değişikliklerden yüksek boyutta etkilenebilmektedirler. Bu nedenle, hisse senedi piyasasındaki yüksek oynaklık sebebiyle ortaya çıkan finansal istikrarsızlığın ve bunun reel sektörde oluşturabileceği olumsuz etkilerin önüne geçilebilmesi için para politikasının borsa üzerindeki etkisinin anlaşılması büyük önem taşımaktadır.

Bu araştırma ile Türkiye'de para politikasının hisse senedi getirisi üzerindeki doğrusal olmayan etkileri araştırılmıştır. Bu amaçla 1998Ç3-2020Ç1 dönemini kapsayan bir veri seti ile MRDM yöntemi kullanılmıştır. Araştırma bulgularına göre Türkiye'de para politikasının hisse senedi getirisi üzerinde asimetrik etkisi mevcuttur. Araştırma bulguları boğa piyasasında uygulanmış olan parasal şokların daha etkin olduğunu göstermektedir. Ancak söz konusu ilişki para politikasının hisse senedi piyasası üzerindeki asimetrik etkisine dair ortaya atılan genel görüş ile çelişmektedir. Genel görüşe göre para

politikasının etkileri, finansal kısıtların daha bağlayıcı olduğu ayı piyasasında daha büyüktür. Ancak genel görüş, sanayileşmiş ekonomiler üzerinde yapılan araştırmalar sonucunda şekillenmektedir. Bu çalışma kapsamında, Türkiye'deki söz konusu çelişkili etkinin muhtemel sebeplerinden birisinin, son zamanlarda gündemden düşmeyen reel sektörün yüklü borç dolarizasyonu olduğu düşünülmektedir. Yüksek borç dolarizasyonunun varlığında uygulanmakta olan parasal şoklar sermaye hareketlerini etkileyerek, sanayileşmiş ekonomiler ile karşılaştırıldığında ters yönde asimetric etki meydana getirebilmektedirler. Şekil 2'den de görülebileceği üzere, Türkiye'de finansal istikrarın sağlanabilmesi için genel olarak döngü karşıtı para politikası uygulanmaktadır. Bir başka deyişle ayı piyasası genişletici, boğa piyasası ise daraltıcı para politikası uygulamalarıyla yumuşatılmaya çalışılmaktadır. Ancak finansal kısıtların daha bağlayıcı olduğu ayı piyasasında uygulanan gevşek para politikasıyla TL cinsinden likidite bollaşsa da düşen faiz oranları sermaye çıkışına neden olarak firmaların yabancı para cinsinden borçlarını etkilemektedir. Sonuç olarak, firmaların döviz borçları üzerindeki etki vasıtasıyla firma bilançoları kötüleşmekte, hisse senedi getirileri azalmakta ve ayı piyasasında uygulanmakta olan genişletici para politikasının etkinliği azalmaktadır. Bu araştırma bulguları, büyümek için yüksek dış kaynak ihtiyacı duyan Türkiye Ekonomisi için şaşırtıcı nitelikte değildir.

KAYNAKÇA

- Aktaş, H., Güleç, T. C., ve Erer, E. (2018). The Effects of foreign central bank monetary policies on bist 100 index Volatility. *Yonetim ve Ekonomi*, 25(3), 749.
- Aktaş, Z., Alp, H., Gürkaynak, R., Kesriyeli, M., ve Orak, M. (2009). Türkiye'de para politikasının aktarımı: para politikasının mali piyasalara etkisi. *İktisat İşletme ve Finans*, 24(278), 9–24.
- Alp, B. (2013). Türkiye'deki Reel Sektör Firmalarında Borç Dolarizasyonu ve Reel Kur Değişimlerinin Bilanço Etkisi. TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi. Ankara.
- Altıntaş, H., ve Yacouba, K. (2018). Asymmetric responses of stock prices to money supply and oil prices shocks in turkey: new evidence from a nonlinear ardl approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(4), 45.
- Ando, A., ve Modigliani, F. (1963). The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55–84.
- Atış, A. G., ve Erer, D. (2018). The impact of monetary policy on stock returns during bull and bear markets: the evidence from turkey. *Ege Akademik Bakış*, 18(4), 699–710.
- Balke, N. S., Brown, S. P. A., ve Yücel, M. K. (2002). Oil Price shocks and the u. s. economy: where does the asymmetry originate?. *The Energy Journal*, 23(3), 27-52.

- Barnichon, R., Matthes, C., ve Sablik, T. (2017). Are the effects of monetary policy asymmetric (Sy EB17-03; Richmond Fed Economic Brief, Sayı March).
- Bartels, A. H. (1985). Volcker's revolution at the fed. *Challenge*, 28(4), 35–42.
- Bernanke, B. S., ve Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D., ve LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric reviews*, 15(3), 197–235.
- Bui, T. T. (2015). Asymmetric effect of monetary policy on stock market volatility in asean5. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 8(15), 185–197.
- Canova, F., ve De Nicolo, G. (2002). Monetary disturbances matter for business fluctuations in the g-7. *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1131–1159.
- Chen, M., H. (2013). Asymmetric response of hospitality stock prices to fed policy actions. *International Journal of Hospitality Management*, 33, 129–139.
- Chen, S. (2007). Does Monetary policy have asymmetric effects on stock returns ?. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2), 667-688.
- 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.
- Claus, I., ve Grimes, A. (2003). Asymmetric Information, Financial Intermediation and the Monetary Transmission Mechanism: A Critical Review (Sy 03/19; New Zealand Treasury Working Paper).
- Cover, J. P. (1992). Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1261-1282.
- Davidson, L. S., ve Froyen, R. T. (1982). Monetary policy and stock returns: are stock markets efficient?. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 64(3), 3–12.
- Demiralp, S., ve Yılmaz, K. (2010). Para politikası beklentilerinin sermaye piyasaları üzerindeki etkisi.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.

- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057–1072.
- Duran, M., Özlü, P., ve Ünalımsı, D. (2010). Tcmb faiz kararlarının hisse senedi piyasaları üzerine etkisi. *Central Bank Review*, 10(2), 23.
- Ergeç, E. H. (2009). Türkiye ekonomisinde pozitif ve negatif para politikası şoklarının asimetrik etkileri. *Dumlupınar Üniversitesi SBE Dergisi*, 23, 333-344.
- Florio, A. (2004). The asymmetric effects of monetary policy. *Journal of Economic Surveys*, 18(3), 409-426.
- Galı, J., ve Gambetti, L. (2015). The effects of monetary policy on stock market bubbles: Some evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 233–57.
- Garcia, R., ve Schaller, H. (2002). Are the effects of monetary policy asymmetric?. *Economic Inquiry*, 40(1), 102-119.
- Gökalp, B. T. (2016). Para politikası kararlarının hisse senetlerinin fiyatları üzerindeki etkileri. *Suleyman Demirel University Journal of Faculty of Economics ve Administrative Sciences*, 21(4), 1379-1396.
- Granger, C. W. J., ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Guo, F., Hu, J., ve Jiang, M. (2013). Monetary shocks and asymmetric effects in an emerging stock market: the case of china. *Economic Modelling*, 32, 532–538.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357–384.
- Han, G., Wu, Y., ve Young, W. (2014). Asymmetric effects of monetary policy on an emerging stock market. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 7(3), 192–206.
- Höppner, F., Melzer, C., ve Neumann, T. (2008). Changing effects of monetary policy in the US - Evidence from a time-varying coefficient VAR. *Applied Economics*, 40(18), 2353-
- Ioannidis, C., ve Kontonikas, A. (2008). The impact of monetary policy on stock prices. *Journal of policy modeling*, 30(1), 33–53.
- Investing.com. (2020, 11 Eylül). Döviz, Hisse Senedi, Emtia ve Finans Haberleri. Erişim adresi: <https://tr.investing.com/>.

- Jansen, D. W., ve Tsai, C.-L. (2010). Monetary policy and stock returns: Financing constraints and asymmetries in bull and bear markets. *Journal of Empirical finance*, 17(5), 981–990.
- Jiang, C. (2018). The asymmetric effects of monetary policy on stock market. *Quarterly Journal of Finance*, 8(03), 1-27.
- Kakes, J. (1998). Monetary transmission and business cycle asymmetry. Graduate School/Research Institute Systems, Organisation and Management.
- Kandır, S. Y. (2008). Macroeconomic variables, firm characteristics and stock returns: evidence from turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, 16(1), 35–45.
- Karabiyik, C. (2020). Türkiye’de uluslararası iktisadi dalgalanmaların yayılma etkisi ve konjonktür karşıtı para politikası. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 15(3), 1095–1118.
- Karras, G. (1996a). Are the output effects of monetary policy asymmetric? evidence from a sample of european countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 267-278.
- Karras, G. (1996b). Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Convex aggregate supply or “pushing on a string”?. *T(4)*, 605-619.
- Kasapoğlu, Ö. (2007). Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama. TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi. Ankara.
- Kaufmann, S. (2002). Is there an asymmetric effect of monetary policy over time? İçinde *Advances in Markov-Switching Models* (ss. 137–157). Springer.
- Kaya, E. (2018). Para Politikası şokları ve hisse senedi getirileri ilişkisi. *Journal of Accounting, Finance and Auditing Studies*, 4(3), 241–257.
- Kaya, H., ve Soybilgen, B. (2019). Evaluating the asymmetric effects of production, interest rate and exchange rate on the turkish stock prices. *Ege Akademik Bakis*, 19(2), 293–300.
- Kuttner, K. N., ve Mosser, P. C. (2002). The Monetary transmission mechanism: some answers and further questions. *FRBNY Economic Policy Review*, May, 15-26. <https://doi.org/2001>
- Lenz, C. (1997). Asymmetrie Effects of monetary policy in switzerland. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 133(3), 441-454.

- Lo, M. C., ve Piger, J. M. (2005). Is the response of output to monetary policy asymmetric? evidence from a regime-switching coefficients model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(5), 865-886.
- Loayza, N., ve Schmidt-Hebbel, K. (2002). Monetary policy functions and transmission mechanisms: An overview. İçinde N. Loayza ve K. Schmidt-Hebbel (Ed.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms* (ss. 1-20). Central Bank of Chile.
- Mauro, P. (2003). Stock returns and output growth in emerging and advanced economies. *Journal of Development Economics*, 71(1), 129–153.
- Mishkin, F. S. (1996). *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy* (Sy 5464; NBER Working Paper Series). <https://doi.org/10.3386/w5464>
- Mishkin, F. S. (2005). *Para Teorisi-Politikası*. ed. A. Ç. ve S. Y. Çev. İlyas Işıklar. Eskişehir: Bilim Teknik Yayınevi.
- Napolitano, O. (2006). Is the Impact of ECB Monetary Policy on EMU Stock Market Returns Asymmetric, *Universita Degli Studi Di Napoli'Parthenope'*, Instituto Di Studi Economici. Working Paper 3.2006.
- OECD Statistics. (2020, 11 Eylül). Organisation for Economic Co-operation and Development. Erişim adresi: <https://stats.oecd.org/>.
- Özdemir, A. K., ve Otluoğlu, E. (2015). The Impact of Monetary Policy Decisions on The Stock Prices During The Period of Inflation Targeting: An Emprical Study in Bist. *Journal of Economics Finance and Accounting*, 2(1).
- Paya, M. (2013). *Para Teorisi ve Para Politikası* (6. Baskı). Türkmen Kitabevi.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361–1401.
- Ravn, M. O., ve Sola, M. (2004). Asymmetric effects of monetary policy in the United States. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 86(Sep), 41-60.
- Rhee, W., ve Rich, R. W. (1995). Inflation and the asymmetric effects of money on output fluctuations. *Journal of Macroeconomics*, 17(4), 683-702.
- Rigobon, R., ve Sack, B. (2003). Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2), 639–669.
- Rigobon, R., ve Sack, B. (2004). The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 51(8), 1553–1575.

- Rogalski, R. J., ve Vinso, J. D. (1977). Stock returns, money supply and the direction of causality. *The Journal of Finance*, 32(4), 1017–1030.
- Rozeff, M. S. (1974). Money and stock prices: Market efficiency and the lag in effect of monetary policy. *Journal of financial Economics*, 1(3), 245–302.
- Shen, C.-H. (2000). Are the effects of monetary policy asymmetric? the case of taiwan. *Journal of Policy Modeling*, 22(2), 197–218.
- Şahin, B. C. (2011). Para Politikası Kararlarının Hisse Senedi Piyasası Üzerine Etkisi: Türkiye Uygulaması. TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi. Ankara.
- Thoma, M. A. (1994). Subsample instability and asymmetries in money-income causality. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 279-306.
- Thorbecke, W. (1997). On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635–654.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to Monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Yıldırım, D. Ç., ve Mirasyedioğlu, M. U. (2015). Aktarım mekanizmasının hisse senedi fiyatları kanalının etkinliğine ilişkin bir analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(2), 105–126.
- Zivot, E., ve Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business ve economic statistics*, 20(1), 25–44.