

e-ISSN:2587-2168



Year: 2024

Vol: 10 Issue: 1

pp 13-23

Article ID

75086

Arrival

05 January 2024

Published

29 February 2024

DOI NUMBER<https://doi.org/10.5281/zenodo.10802429>

1/zenodo.10802429

How to Cite This**Article**

Arslan, U. (2023).

"Parasal Aktarım

Mekanizması Hisse

Senetleri Kanalının

Gelişmekte Olan

Ülkelerde Etkinliği",

International Journal of

Disciplines Economics

& Administrative

Sciences Studies, (e-

ISSN:2587-2168),

Vol:10, Issue:1; pp: 13-

23



International Journal of
Disciplines Economics &
Administrative Sciences
Studies is licensed under a
Creative Commons
Attribution-NonCommercial
4.0 International License.

Parasal Aktarım Mekanizması Hisse Senetleri Kanalının Gelişmekte Olan Ülkelerde Etkinliği *

The Effectiveness Of The Stock Market Channel In The Monetary Transmission Mechanism In Developing Countries

Uğur Arslan¹ ¹ İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, İstanbul, Türkiye

ÖZET

Para politikası, bir ülkenin para arzını ve faiz oranlarını düzenleyerek ekonomik büyümeyi, enflasyonu ve istihdamı kontrol etmeyi amaçlayan ekonomik bir politika alanıdır. Para politikası genellikle merkez bankası tarafından yürütülür ve fiyat istikrarını sağlama amacı gütmektedir. Parasal aktarım mekanizması, para politikası kararlarının ekonomi üzerindeki etkilerini nasıl ilettiğini ve ekonomik aktörler arasında nasıl yayıldığını göstermektedir. Merkez bankalarının para politikası araçlarını kullanarak para arzını ve faiz oranlarını belirlemesi, parasal aktarım mekanizması aracılığıyla ekonomik büyüme, enflasyon ve istihdam gibi makroekonomik değişkenlere etki etmektedir. Parasal aktarım mekanizması, merkez bankalarının para politikası kararlarının ekonomi üzerindeki etkilerini nasıl ilettiğini açıklayan bir süreçtir. Bu mekanizmalar arasında, hisse senedi kanalı da önemli bir yer tutmaktadır. Hisse senedi kanalı, merkez bankasının faiz oranlarını değiştirerek ekonomik aktiviteleri dolaylı yollarla etkileme yöntemlerinden biridir. Bu kanalın temel mantığı, merkez bankasının para politikalarında yaptığı değişikliklerin, şirketlerin piyasa değerlerini ve böylece tüketici harcamaları ile yatırımları etkilemesidir. Bu çalışma kapsamında 9 gelişmekte olan ülkenin Ocak 2012-Aralık 2021 dönemine ait veriler kullanılarak gelişmekte olan ülkelerde parasal aktarım mekanizmalarından hisse senedi kanalının etkinliği panel ARDL modeli kullanılarak analiz edilmesi amaçlanmaktadır. Çalışmanın sonucunda, faiz oranları ile borsa endeksi arasında negatif bir ilişki ve borsa endeksinin enflasyon üzerinde uzun dönemde pozitif, kısa dönemde ise anlamsız bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Parasal Aktarım Mekanizması, Gelişmekte Olan Ülkeler, Para Politikası, Borsa

ABSTRACT

Monetary policy is an economic policy area that aims to regulate a country's money supply and interest rates to control economic growth, inflation, and employment. Typically conducted by the central bank, monetary policy seeks to ensure economic stability. The monetary transmission mechanism refers to how monetary policy decisions are transmitted and spread among economic actors. The central bank's use of monetary policy tools to determine money supply and interest rates influences macroeconomic variables such as economic growth, inflation, and employment through the monetary transmission mechanism. The monetary transmission mechanism is a process that describes how central banks communicate the effects of monetary policy decisions on the economy. Among these mechanisms, the stock channel also has an important place. The stock market channel is a method by which the central bank indirectly affects economic activities by changing interest rates. The basic logic of this channel is that the changes made by the central bank in monetary policies affect the market values of companies and thus consumer spending and investments. Our study aims to analyze the effectiveness of the stock market channel in the monetary transmission mechanisms in developing countries using the data of 9 developing countries for during the period of January 2012 to December 2021 using the panel ARDL model. The research findings indicate that the stock market index has a positive long-term effect on inflation, while its short-term impact is found to be insignificant and negative relationship between interest rates and the stock market index.

Keywords: Monetary Transmission Mechanism, Developing Countries, Monetary Policies, Stock Exchange

1. GİRİŞ

Para politikası, merkez bankaları tarafından uygulanan ve ekonomiyi etkileyen politikalardır. Para politikası, reel ekonomiyi etkileyerek fiyat istikrarı ve ekonomik büyüme gibi makroekonomik hedeflere ulaşmayı amaçlamaktadır. Parasal aktarım mekanizması, reel ekonomi üzerinde para politikası kararlarının nasıl etkili olduğunu açıklayan bir teoridir. Parasal aktarım mekanizması, farklı kanallar aracılığıyla çalışabilir. Bu kanallardan biri, hisse senetleri kanalıdır. Hisse senetleri kanalı, faiz oranlarında yapılan değişikliklerin hisse senedi fiyatlarını etkilemesi yoluyla ekonomiyi etkilediğini öne sürer. Faiz oranlarının düşmesi, hisse senedi fiyatlarının yükselmesine neden olabilir ve bu kapsamda yatırımları ve ekonomik büyümeyi artırabilir. Hisse senedi fiyatları kanalı, para politikası uygulamalarında önemli bir rol oynayabilmektedir. Bu kanal, para politikası kararlarının reel ekonomi üzerinde etkisini artırabilir. Hisse senetleri kanalının etkin olduğu ekonomilerde, merkez bankaları, faiz oranlarını düşürerek ekonomik büyümeyi desteklemek için daha az çaba sarf edebilirler. Bunun nedeni, faiz oranlarının düşmesi ile hisse senedi fiyatlarının yükselmesinin, yatırımları ve ekonomik büyümeyi artırmasının beklenmesidir. Hisse senetleri kanalı, parasal aktarım mekanizmasının önemli bir parçasıdır. Hisse senetleri kanalının etkinliği, finansal sistem yapısı, faiz oranlarının duyarlılığı ve para politikası yapılarının faiz oranlarını kullanma şekli gibi faktörlerden etkilenebilir.

Günümüz küresel ekonomik sisteminin karmaşıklığı, finansal piyasalarda gerçekleşen değişikliklerin, reel sektördeki faaliyetlere ve ekonomik göstergelere olan etkilerini anlamamızı zorunlu kılmaktadır. Bu bağlamda,

* Bu çalışma Uğur Arslan'ın, Prof. Dr. Fatma Bahar Şanlı'nın danışmanlığında hazırladığı doktora tezinden üretilmiştir.

para politikası araçları olan faiz oranı ve para arzı değişkenleri, ekonomik kararların alınmasında kritik bir rol oynamaktadır. Özellikle, borsa endeksi üzerindeki etkileri, finansal piyasalardaki hareketlilikle reel sektördeki performans arasındaki ilişkiyi anlamamıza yardımcı olabilir. Bu bağlamda, bu çalışma, para politikası araçları olan faiz oranı ve para arzı değişkenlerinin borsa endeksi üzerindeki etkilerini incelemeyi ve aynı zamanda borsa endeksi değişkeninin sanayi üretim endeksi ve enflasyon üzerindeki etkilerini anlamayı amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda Ocak 2012-Aralık 2021 döneminde gelişmekte olan ülkelerde parasal aktarım mekanizmalarından hisse senedi kanalının etkinliği analiz edilmeye çalışılmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde, Taylor (1995), para politikası kararlarının ekonomiyi etkilediğini gösteren bir çalışma yapmıştır. Çalışma sonucuna göre para politikası faiz oranlarını değiştirerek, reel gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) ve enflasyon üzerinde değişikliklere neden olabileceği ifade edilebilir. Rigobon ve Sack (2004), para politikasının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisini inceleyen bir çalışma yayınlamışlardır. Çalışmalarında, Dow Jones Sanayi Ortalaması, S&P 500, Nasdaq ve Wilshire 5000 endekslerini kullanarak, beklenmedik faiz artışı şoklarının hisse senedi fiyatları üzerinde nasıl bir etkiye sahip olduğunu incelemişlerdir. Çalışmanın bulguları, beklenmedik faiz artışı şoklarının hisse senedi fiyatlarında önemli bir düşüşe neden olduğunu göstermektedir. Ngalawa ve Viegi (2011), Malavi'de para politikasının ekonomik aktiviteyi nasıl etkilediğini inceleyen bir çalışma çalışmalarında Yapısal Vektör Otoregresyon (S-VAR) modeli kullanılarak, para politikası şoklarının banka kredileri, döviz kurları ve toplam para arzına etkisi incelenmiştir. Çalışmanın bulguları, banka kredileri, döviz kurları ve toplam para arzının, Malavi'de para politikası şoklarının önemli iletim süreçleri olduğunu göstermektedir. Kulhánek (2012), çalışmasında VAR analizi kullanılarak, OECD ülkelerinde hisse senedi fiyatları kanalının ekonomik aktivite üzerindeki etkileri incelemiştir. Çalışmanın bulguları, hisse senedi fiyatları kanalının, analiz kapsamındaki ülkelerde uzun dönemde ekonomik aktiviteyi olumlu etkilediğini göstermektedir.

Türkiye'ye ilişkin literatür incelendiğinde, Sezer (2003), para politikasının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmasında, döviz kuru ve faiz oranı kanallarının çalıştığına, ancak banka kredi ve hisse senedi kanallarının çalışmadığına ilişkin bulgulara ulaşmıştır. Kasapoğlu (2007), Türkiye'de hisse senedi fiyatları kanalının çalışmadığını gösteren bir çalışma yayınlamıştır. Çalışmada, VAR analizi kullanılarak, Türkiye'de hisse senedi fiyatları, para arzı, enflasyon ve sanayi üretimi arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Çalışmanın bulguları, İMKB endeksindeki bir standart sapmalılık şokunun sadece para arzı değişkeninde anlamlı bir tepki ile karşılık bulduğunu göstermektedir. Örnek (2009), hisse senedi fiyatları kanalının Türkiye'de etkin bir şekilde çalışmadığını gösteren bir çalışma yayınlamışlardır. Çalışmada, VAR analizi kullanılarak, Türkiye'de hisse senedi fiyatları, faiz oranları ve reel üretim arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Çalışmanın bulguları, hisse senedi fiyatlarının faiz oranındaki şoklara karşı duyarsız olduğunu göstermektedir. Güney ve Alacahan (2012), para politikasının ekonomiye nasıl etki ettiğini inceleyen bir çalışma yayınlamışlardır. Çalışmada, para politikasının aktarım mekanizmasını oluşturan beş kanal incelenmiştir. Güney ve Alacahan, varlık fiyatları kanalını iki kanala ayırarak, hisse senedi kanalı ve konut ve arazi fiyatları incelemişlerdir. Çalışmanın bulguları, para politikası araçlarının faiz oranları, varlık fiyatları, döviz kuru ve kredi koşulları gibi değişkenler aracılığıyla ekonomiyi etkilediğini göstermektedir. Katı (2014), Türkiye'de varlık fiyatları kanalının işleyip işlemediğini inceleyen bir çalışma yayınlamıştır. Çalışmada, VAR analizi kullanılarak, para arzı, hisse senedi fiyatları ve reel üretim arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Çalışmanın bulguları, uzun dönemde para arzındaki değişmelerin, hisse senetleri fiyatları üzerindeki etkisini arttırdığını göstermektedir. Yıldırım ve Mirasedoğlu (2015), çalışmasında 2002 yılı ile 2014 yılı ikinci çeyreğine kadar olan süreçte, para arzındaki değişikliklerin hisse senedi fiyatlarına ve reel üretime etkisi incelenmiştir. Çalışmanın bulguları, hisse senedi fiyatları kanalının ilgili dönemde etkin bir şekilde çalışmadığını göstermektedir. Arslan (2019), Türkiye'de 2002-2016 döneminde varlık fiyatları kanalı içerisinde hisse senedi kanalının işleyişini inceleyen bir çalışma yayınlamıştır. Çalışmada, VECM yöntemi kullanılarak, faiz oranları, para arzı, hisse senedi fiyatları ve reel üretim arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Çalışmanın bulguları, para arzındaki bir artışın faiz oranlarında düşüşe neden olduğunu faiz oranlarındaki bu düşüşün hisse senetlerindeki artış ile üretimi artırdığını göstermektedir.

Literatür incelemesi, parasal aktarım mekanizmasının varlık fiyatları kanalının, hisse senedi fiyatları ve konut fiyatları gibi varlık fiyatlarındaki değişiklikler yoluyla ekonomiyi etkileme potansiyeline sahip olduğunu göstermektedir. Bu kanal, faiz oranlarında yapılan değişiklikler yoluyla çalışır. Faiz oranlarının düşmesi, hisse senedi ve konut fiyatlarının yükselmesine neden olabilir. Bu da, yatırımları ve ekonomik büyümeyi artırabilir. Ancak, literatür incelemesi ayrıca, varlık fiyatları kanalının etkinliğinin ekonominin yapısına ve para politikası uygulamalarının niteliğine bağlı olduğunu göstermektedir.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Araştırmada kullanılan veriler her bir ülkenin merkez bankası ve resmi istatistik kurumlarından elde edilmiştir. Araştırmada seçilen verilerden, Borsa endeksi (BOE), yatırımcıların gelecekteki ekonomik büyüme beklentilerini yansıtan bir göstergedir. Faiz oranı (FAİZ), yatırımcılar için daha düşük getiri anlamına gelir. Para arzı (ARZ), yatırımcılar için daha fazla likidite sağlar. Sanayi üretim endeksi (SUE), ekonomik büyümenin bir göstergesidir. Enflasyon oranı (ENF), genel fiyat düzeyinin artışını gösteren bir göstergedir.

Araştırmada kullanılan iktisadi değişkenlere ait açıklamalar Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1: Değişken Tanımları

Simge	Değişken
BOE	Ülke Borsa Endeksi
FAİZ	Ülke Politika Faiz Oranı
ARZ	Ülke Para Arzı Miktarı
SUE	Ülke Sanayi Üretim Endeksi
ENF	Ülke Enflasyon Oranı

Tablo 1’de yer alan değişkenlere ilişkin veriler 9 adet ülke için 2012 yılının 1.ayı ile 2021 yılının 12.ayı arasında eksiksiz toplanmış ve toplam 1080 adet gözlem içeren dengeli bir panel veri seti elde edilmiştir. (N=9, T=120, N x T=1080) Panel veriye dahil edilen ülkeler ise şu şekildedir; Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan, Macaristan, Meksika, Polonya, Rusya, Türkiye.

Araştırma kapsamında para politikası araçları olan Faiz Oranı ve Para Arzı değişkenlerinin Borsa Endeksi, Borsa Endeksi değişkeninin ise Sanayi Üretim Endeksi ve Enflasyon üzerindeki etkilerinin incelenmesi amacıyla denklem 1-3 ile ifade edilen 3 adet teorik araştırma modeli oluşturulmuştur.

$$LNBOE_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 LNFAİZ_{i,t} + \beta_2 LNARZ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$LNSUE_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 LNBOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$LNENF_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 LNBOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Araştırma modellerinde kullanılan i alt imi panel verinin birim (ülke) boyutunu, t alt imi ise zaman (ay) boyutunu göstermektedir. Denklemlerde yer alan α denklem sabit terimlerini, ε ise pür rastsal yürüyüş sürecinde olan denklem hata terimleridir. β_i ($i=1, 2$) bağımlı değişken üzerinde bağımsız değişkenlerin tahmin edilecek olan etkilerini göstermektedir. Diğer yandan değişkenlerin önünde yer alan LN ifadesi ise değişkenlerin doğal logaritmik değerleri ile ele alındığını ifade etmektedir.

Araştırma modellerinde yer alan değişkenlere ait verilerin 9 adet ülke için 120 dönem boyunca toplanması sonucu panel zaman serileri elde edilmiştir. ($T>30$) Zaman boyutunun uzun olduğu söz konusu modeller için zaman serilerine ait gerekliliklerin yerine getirilmesi gerekirken aynı zamanda zaman serileri üzerinden dinamik tahmin yöntemlerinin de uygulanabildiği bilinmektedir (Baltagai, 2005, s. 237-238). Bu bağlamda Panelin zaman serisi özelliği olan durağanlık durumlarının belirlenmesi amacıyla birim kök testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir. Panel veri analizlerinde, birimler arası ilişkilerin durağanlık testleri sırasında büyük bir rol oynadığı görülmektedir. Bir değişkenin, paneldeki farklı birimler arasında ilişkisi varsa, bu durum yatay kesit bağımlılığı olarak adlandırılır. Değişkenlerin yatay kesit bağımlılığı bulunması durumunda, geleneksel birinci nesil birim kök testlerinden ziyade, bu bağımlılıkları göz önünde bulunduran ikinci nesil testlerin kullanılması önerilmektedir (Tatoğlu, 2018). Bu amaçla, birimler arası bağlantıları incelemek için CD testi kullanılmaktadır.

Pesaran'ın (2004) birimler arası korelasyonu test etme yöntemi, ADF birim kök testi regresyonlarının sonucunda bulunan kalıntıları kullanır. Bu yöntem, bir paneldeki birimlerin birbirleriyle olan korelasyonlarını hesaplar. Bu kapsamda N adet birim boyut gözlemi bulunan panel için $N \times (N - 1)$ adet korelasyon hesaplanmaktadır. CD testi kapsamında birimler arası korelasyonu ölçmek için temel ve alternatif hipotezler tanımlanmaktadır. Hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0: \rho_{ij}=0$$

$$H_1: \rho_{ij} \neq 0$$

ρ_{ij} i ve j birimlerindeki kalıntılar arasındaki korelasyonu tanımlamaktadır. Birimler arası korelasyonun testi için Pesaran (2004), dengeli paneller kapsamında formül 4’te yer alan CD istatistiğinin hesaplanmasını gerektiğini belirtmektedir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (4)$$

$\hat{\rho}_{ij}$ tahmini için denklem 5'te yer alan formül ile i ve j birimleri için kalıntıların arasındaki korelasyonun tahmini yapılmaktadır.

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2}(\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (5)$$

Birimler için e_{it} ADF regresyon kalıntılarını ifade etmektedir. H_0 hipotezinin birimler arasında korelasyon olmadığı varsayımı altında hesaplanan korelasyon katsayısı, gözlem sayısının 3'ten büyük ve N yeterli büyüklükte ise CD test istatistiği normal dağılıma sahip olmasının yanında yapısal kırılma, durağan olmama, küçük örneklem durumları ve heterojenlik tahminlerinde performans açısından iyi olduğu sunulmaktadır. (Pesaran M. H., 2004).

Test sonuçlarına göre, tüm değişkenler için birimler arası korelasyon tespit edilmiştir. Bu sebeple, değişkenlerin durağanlığı, Im, Pesaran ve Shin tarafından geliştirilen 2. nesil birim kök testlerinden IPS panel birim kök testi ile incelenmiştir. Bu test, havuzlanmış verilere dayanmaksızın, her bir birimin zaman serilerinde yapılan birim kök testleri ile, birimlerin kendi otoregresif parametrelerine sahip olmasını sağlar. IPS panel birim kök testinde, birinci derece otoregresif süreç kullanılır ve alternatif hipotez, en az bir birimin durağan olmadığı duruma karşı test edilir (Pesaran, Im, & Shin, 2003).

$$Y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (i=1,..N) \quad (t=1,..,T) \quad (6)$$

Tüm birimler için temel hipotez ve alternatif hipotez aşağıdaki gibidir.

$$H_0: \phi_i = 1$$

$$H_1: \phi_i \neq 1$$

Homojen birim kök testlerinden farklı olarak, test birimlere göre değişen hipotezler içerdiğinden kapsamı daha geniş bir alternatif hipotezi bulunmaktadır. IPS panel birim kök testinin temeli birimlere özgü DF test istatistiklerinin ortalamasıdır. IPS test istatistiği hesaplanması, birimlere ilişkin DF test istatistikleri (t_{iT}) bulunduktan sonra aşağıdaki formül ile yapılmaktadır (Pesaran, Im, & Shin, 2003).

$$t_{bar} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} \quad (7)$$

İkinci nesil Im, Pesaran ve Shin panel birim kök testi hesaplamaları yapılarak bazı değişkenlerin düzey değerlerde durağan ve bazılarının birinci seviyede durağanlaşan değişkenler olduğu görülmüştür.

Durağan olmayan serilerde, bu serilerin doğrusal bir bileşimi durağan olabilmektedir. Bu değişkenler için eş bütünleşik değişkenler ifadesi kullanılmaktadır. Eş bütünleşme kavramı literatüre Engle-Granger tarafından kazandırılmıştır. Durağan olmayan değişkenler için aralarındaki ilişkinin incelenmesine olanak getiren eş bütünleşme testlerinden biri de ARDL testidir. Çalışma kapsamında ARDL sınır testi yöntemi kullanılarak eş bütünleşme ilişkilerinin varlığı araştırılmıştır. Değişkenlerin durağanlıklarının dikkate alınmadan eş bütünleşme ilişkisinin varlığının test edilebilmesi ARDL sınır testinin seçilmesinde önemli bir noktadır. Başka bir ifade ile Engle-Granger (1987) ve Johansen(1989) testlerine nazaran fark dereceden tümleşik olan seriler için eş bütünleşme ilişkisinin incelenmesine olanak tanınması ARDL sınır testi yönteminin farkını oluşturmaktadır.

İki aşamadan oluşan ARDL testinde, ilk olarak değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığı, sonraki aşamada ise eş bütünleşik oldukları bulunan serilerin kısa ve uzun dönem katsayıları hesaplanır. Uzun dönemli ilişkinin testi için aşağıdaki denklem kullanılır.

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_{0,i,t} + \beta_{1,i} Y_{i,t-1} + \beta_{2,i} X_{i,t-1} + \sum_{l=1}^p \delta_l \Delta Y_{i,t-l} + \sum_{r=0}^q \lambda_r \Delta X_{i,t-r} + \mu_{i,t} \quad (8)$$

Denklemdaki;

p= bağımlı değişkendeki optimal gecikme sayısı

q =bağımsız değişkendeki optimal gecikme sayısı

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \delta_i$ ve λ_i katsayıları

Δ = Değişkenin farkını ifade eder.

Eş bütünleşme ilişkisi için sıfır hipotezi aşağıdaki şekildedir;

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

Sıfır hipotezi eş bütünleşme ilişkisinin bulunmadığını ifade etmekte olup bu hipotezin reddedilebilmesi için hesaplanan test istatistiğinin belirlenmiş alt kritik sınırdan küçük olmaması gerekir. Sıfır hipotezi reddedilerek eş bütünleşmenin olduğuna karar verilmesi için test istatistiği belirlenmiş üst kritik sınırdan büyük olmalıdır. Hesaplanan test istatistiği alt ve üst sınır değerleri arasında olursa eş bütünleşme ilişkisi için karar verilemez.

Eş bütünleşme ilişkisinin bulunması durumunda ARDL(p,q) modeli tahmin edilmektedir.

$$Y_{i,t} = \beta_{0,i,t} + \sum_{l=1}^p \delta_l Y_{i,t-l} + \sum_{r=1}^q \lambda_r X_{i,t-r} + \mu_{i,t} \quad (9)$$

ARDL(p,q) modelinde uzun dönem katsayıları bağımsız değişkenin tahmini aşağıdaki gibidir.

$$\frac{\lambda_0 + \lambda_p + \dots \lambda_p}{1 - \delta_1 + \delta_2 + \dots \delta_q} \quad (10)$$

Uzun dönem katsayılarının tahmini sonrası kısa dönem katsayıları elde etmek için hata düzeltme modeli kurulur.

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_{0,i,t} + \beta_{1,i} EC_{t-1} + \sum_{l=1}^p \delta_l \Delta Y_{i,t-l} + \sum_{r=1}^q \lambda_r \Delta X_{i,t-r} + \mu_{i,t} \quad (11)$$

Hata düzeltme terimini ifade eden EC katsayısının anlamlı ve 0 ile -2 aralığında olması bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene yönüne nedensellik ilişkisinin olduğunu ifade eder (Çil, 2018, s. 256-264)

4. BULGULAR

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait betimsel istatistikler Tablo 2'deki gibidir.

Tablo 2: Betimsel İstatistikler

Değişken	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma.	Minimum	Maksimum
BOE	1080	26221.330	26010.630	550.990	126801.700
SUE	1080	106.701	15.602	49.400	158.000
ARZ	1080	13400	25000	14494.800	114000000
FAİZ	1080	6.032	3.839	0.100	24.000
ENF	1080	0.447	0.697	-1.650	13.580

Araştırmada yer alan değişkenler arasındaki korelasyon matrisi Tablo 3'teki gibidir.

Tablo 3: Değişkenler Arası Korelasyon Matrisi

	LNBOE	LNSUE	LNARZ	LNFAİZ	LNENF
LNBOE	1.000				
LNSUE	-0.039 (0.205)	1.000			
LNARZ	0.243*** (0.000)	0.100*** (0.001)	1.000		
LNFAİZ	-0.087*** (0.004)	-0.099*** (0.001)	0.402*** (0.000)	1.000	
LNENF	-0.100*** (0.001)	0.053* (0.080)	0.163*** (0.000)	0.279*** (0.000)	1.000

*** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki korelasyon örüntüleri birlikte incelendiğinde korelasyon katsayılarının yüksek oranda çoklu doğrusal bağıntı sorunu oluşturmayacak düzeyde olduğu söylenebilir. ($|R_{XY}| < 0.700$) (Damador N. Gujarati, s. 319-352).

Değişkenlerin durağanlık süreçlerinin incelenmesinden önce uygun birim kök testlerinin seçilebilmesi amacıyla değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılıkların incelenmesi için yapılan Pesaran (2004) CD Testi sonuçları tablo 4'te paylaşılmıştır.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılık Testi Bulguları

Değişken	CD	p	R	R
LNBOE	35.90***	0.000	0.546	0.618
LNSUE	22.77***	0.000	0.346	0.528
LNARZ	64.91***	0.000	0.988	0.988
LNFAİZ	14.20***	0.000	0.216	0.491
LNENF	5.72***	0.000	0.087	0.163

***(%1) anlamlılık düzeyinde test H_0 hipotezinin reddini ifade eder, CD: Test İstatistiği, R: Korelasyon, |R|: Mutlak Korelasyon

Tablo 4'teki bulgular, panel veri setinde yatay kesit bağımlılığının var olduğunu göstermektedir. Bu durum, panel veri analizlerinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınarak modellerin oluşturulması gerektiğini göstermektedir.

Araştırmada yer alan tüm değişkenlerin yatay kesit bağımlılık özelliği göstermesi üzerine değişkenlerin birim kök süreçlerinin yatay kesit bağımlılığını dikkate alan 2. nesil birim kök testleri ile incelenmesinin gerektiği görülmüştür. Bu sebeple değişkenlere ait durağanlık durumlarının 2. nesil birim kök testlerinden olan Yatay Kesit Genişletilmiş (CIPS) Panel Birim Kök testleri ile incelenmesine karar verilmiştir. Yatay Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran, ve Shin Panel Birim Kök testi bulguları aşağıdaki gibidir.

Tablo 5: 2.Nesil CIPS Panel Birim Kök Testi Bulguları

Değişken	Sabit		Sabit Ve Trend	
	t	p	t	p
LNBOE	-2.162 ^[0]	0.108	-2.631 ^[0]	0.164
Δ LNBOE	-6.190 ^{[0]***}	0.000	-6.420 ^{[0]***}	0.000
LNSUE	-2.198 ^{[1]*}	0.087	-3.339 ^{[1]***}	0.000
LNARZ	-2.115 ^[0]	0.139	-2.690 ^[0]	0.116
Δ LNARZ	-6.190 ^{[0]***}	0.000	-6.420 ^{[0]***}	0.000
LNFAİZ	-1.542 ^[1]	0.796	-1.670 ^[1]	0.994
Δ LNFAİZ	-5.551 ^{[0]***}	0.000	-5.823 ^{[0]***}	0.000
LNENF	-3.701 ^{[0]***}	0.000	-4.514 ^{[0]***}	0.000

*** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeyinde test H_0 hipotezinin reddini ifade eder, [Parantez içleri gecikme uzunluklarını içermekte olup, 8.gecikmeye kadar Akaike bilgi kriterleri karşılaştırılarak seçilmiştir.]

Tablo incelendiğinde araştırma modellerinde yer alan değişkenlerden LNBOE, LNARZ ve LNFAİZ değişkenlerinin düzeyde durağan olmadığı ancak birinci seviyede durağanlaşan değişkenler oldukları görülmektedir. ($\approx I(1)$) Diğer yandan LNSUE ve LNENF değişkenlerinin ise en az %10 anlamlılık düzeyinde düzey değerlerde durağan oldukları görülmüştür. ($\approx I(0)$) Değişkenlerin durağanlık durumları birlikte incelendiğinde aynı model içerisinde yer alan değişkenlerin farklı durağanlık mertebelerinde olduğu modellerin var olduğu görülmektedir. Bu durumda farklı durağanlık mertebesindeki değişkenler arasındaki ilişkileri durağan dışılıktan kaynaklanabilecek sahte regresyon tehlikesi olmaksızın incelemeye olanak tanıyan ARDL modellerden faydalanılmasının uygun olacağı bilinmektedir.

AIC değerinin ARDL (1, 1, 1) için hesaplandığı görülmektedir. ARDL (1, 1, 1) modeli için MG, PMG ve DFE model tahmin yöntemlerine dair kısa dönem ve uzun dönem bulguları ve model tahminlerinin hangisinin daha etkin olduğuna dair Hausman testi yapılmış olup, PMG tahmincisinin MG tahmincisinden daha etkin olduğu söylenebilir.

Tablo 6: Model 1 ARDL (1, 1, 1) Tahmin Bulguları

Değişken	PMG	MG	DFE
	Uzun Dönem Katsayılar		
LNARZ	0.8888	0.5323	0.7536
	(0.0767)	(0.1656)	0.1224
	[11.5800]***	[3.2100]***	6.1500
	0.0000	0.0010	0.0000
LNFAİZ	-0.2698	-0.2065	-0.1491
	(0.0639)	(0.0616)	0.0702
	[-4.2200]***	[-3.3500]***	-2.1200
	0.0000	0.0010	0.0340
Hausman (PMG,MG)		$\chi^2(02)=-5.530^a$	p=-----
Hausman (MG,DFE)		$\chi^2(02)=0.000^b$	p=0.999
Değişken	Hata Düzeltme Modeli		
	ECM	-0.1167	-0.0444
ECM	-0.0707	-0.1167	-0.0444
	(0.0152)	(0.0117)	0.0091
	[-4.6500]***	[-9.9900]***	-4.8900
	0.0000	0.0000	0.0000
Δ LNARZ	-0.4194	-0.4071	-0.4194
	(0.0887)***	(0.0862)	0.0810
	[-4.7300]	[-4.7300]***	-5.1800
	0.0000	0.0000	0.0000
Δ LNFAİZ	-0.0484	-0.0471	-0.0139
	(0.0318)	(0.0319)	0.0134
	[-1.5200]	[-1.4800]	-1.0400
	0.1280	0.1390	0.2980
Sabit	-0.3310	-0.0094	-0.1239
	(0.1224)	(0.2364)	0.0884
	[-2.7000]***	[-0.0400]	-1.4000
	0.0070	(0.9680)	0.1610
Ülke	9	9	9
Gözlem Sayısı	1080	1080	1080

***(%1), **(%5), *(%10) anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. [Köşeli parantez içindeki değerler z istatistiklerini içerir.] Δ : Değişken birinci devresel farkını ifade eder, χ^2 : Ki-Kare Test İstatistiği, a: PMG tahmincisinin MG tahmincisinden daha etkin olduğu görülmüştür. b: MG tahmincisinin DFE tahmincisinden daha etkin olduğu görülmüştür.

Uzun dönemde LNARZ değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde LNBOE değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkisinin saptandığı görülmüştür. ($\beta_1=0.8888$, $p<0.01$). Panel kapsamındaki ülkeler için veri seti dönemi boyunca para arzındaki artışlar borsa endeksinde artış ile karşılık bulurken, para arzındaki azalışlar da borsa endeksinde azalış ile karşılık bulmaktadır. Uzun dönemde LNFAİZ değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde LNBOE değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin saptandığı görülmüştür. ($\beta_2=-0.2698$, $p<0.01$). Panel kapsamındaki ülkeler için veri seti dönemi boyunca politika faizlerindeki artışlar borsa endeksinde azalış ile karşılık bulurken, politika faizindeki azalışlar da borsa endeksinde artış ile karşılık bulmaktadır. Hata düzeltme teriminin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir katsayıya sahip olduğu görülmektedir. ($ECM=-0.0707$, $p<0.01$). Uzun dönem dengesinden sapmaların bu kapsamda hata düzeltme mekanizması tarafından periyodik olarak dönemler boyunca tekrar dengeye uyarlandığı söylenebilir. ($0 > ECM > -1$) Kısa dönemde LNARZ değişkeninin LNBOE değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin saptandığı görülmüştür. ($\beta_1=-0.4194$, $p<0.01$). Panel kapsamındaki ülkeler için cari dönemdeki para arzındaki artışlar cari dönem borsa endeksinde azalış ile karşılık bulurken, cari dönem para arzındaki azalışlar cari dönem borsa endeksinde artış ile karşılık bulmaktadır. Kısa dönemde LNFAİZ değişkeninin ise %10 anlamlılık düzeyinde LNBOE değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin saptanmadığı görülmektedir. ($\beta_2=-0.0484$, $p<0.01$). Kısa ve uzun dönem etkileri karşılaştırıldığında LNARZ için uzun dönemde pozitif olan etkinin kısa dönemde negatif olduğu görülürken, LNFAİZ için uzun dönemde negatif olan etkinin kısa dönemde anlamlı olmadığı görülmektedir.

Model 2 AIC değerinin ARDL (3, 3) için hesaplanmıştır. ARDL (3, 3) modeli için MG, PMG ve DFE model tahmin yöntemlerine dair kısa dönem (hata düzeltme modeli) ve uzun dönem bulguları ve model tahminlerinin hangisinin daha etkin olduğuna dair Hausman testi yapılmış olup, PMG tahmincisinin MG tahmincisinden daha etkin olduğu görülmüştür. Sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7: Model 2 ARDL (3, 3) Bulguları

Değişken	PMG	MG	DFE
	Uzun Dönem Katsayılar		
LNBOE	0.2459	-0.21984	0.1535
	(0.0182)	(0.4672)	(0.0584)
	[13.5200]***	[-0.4700]	[2.6300]***
	0.0000	0.6380	0.0080
Hausman (PMG,MG)	$\chi^2(01)=-1.000^a$		p= ----
Hausman (MG,DFE)	$\chi^2(01)=0.000^b$		p=0.999
Değişken	Hata Düzeltme Modeli		
ECM	-0.2391	-0.2933	-0.1169
	(0.0777)	(0.0701)	(0.0195)
	[-3.0800]***	[-4.1900]***	[-5.9800]***
	0.0002	0.0000	0.0000
Δ LNBOE _t	-0.1284	-0.1438	-0.0819
	(0.0458)	(0.0439)	(0.0328)
	[-2.8000]***	[-3.2700]***	[2.5000]**
	0.0005	0.0001	0.0130
Δ LNBOE _{t-1}	0.2792	0.2598	0.2837
	(0.0823)	(0.0871)	(0.0328)
	[3.3900]***	[2.9900]***	[8.6600]***
	0.0001	0.0003	0.0000
Δ LNBOE _{t-2}	0.1574	0.1425	0.1515
	(0.0563)	(0.0568)	(0.0327)
	[2.8000]***	[2.5100]**	[8.6600]***
	0.0005	0.0120	0.0000
Δ LNBOE _{t-3}	0.0160	0.0071	0.0217
	(0.0331)	(0.0275)	(0.0345)
	[0.4800]	[0.2600]	[0.6300]
	0.828	0.797	0.5280
Sabit	0.5653	0.7244	0.3788
	(0.1987)	(0.2271)	(0.0841)
	[2.8400]***	[3.1900]***	[4.5000]***
	0.0004	0.0001	0.000
Ülke	9	9	9
Gözlem Sayısı	1080	1080	1080

***(%1), **(%5), *(%10) anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. [Köşeli parantez içleri z istatistiklerini içerir.]
 Δ : Değişken birinci devresel farkını ifade eder, χ^2 : Ki-Kare Test İstatistiği, a: PMG tahmincisinin MG tahmincisinden daha etkin olduğu görülmüştür. b: MG tahmincisinin DFE tahmincisinden daha etkin olduğu görülmüştür.

Uzun dönemde LBOE değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde LNSUE değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkisinin saptandığı görülmüştür. ($\beta_1=0.2459$, $p<0.01$). Panel kapsamındaki ülkeler için veri seti dönemi boyunca borsa endeksindeki artışlar sanayi üretim endeksinde artış ile karşılık bulurken, borsa endeksindeki azalışlar da sanayi üretim endeksinde azalış ile karşılık bulmaktadır. Kısa Dönemde ise Hata düzeltme teriminin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir katsayıya sahip olduğu görülmüştür. ($ECM=-0.2391$, $p<0.01$). Uzun dönem dengesinden sapmaların bu kapsamda hata düzeltme mekanizması tarafından periyodik olarak dönemler boyunca tekrar dengeye uyarlandığı görülmektedir. ($0 > ECM > -1$) Kısa dönemde LBOE değişkeninin LNSUE değişkeni üzerinde cari dönemde %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve negatif ($\beta=-0.1284$, $p<0.01$), 1 gecikmeli ($\beta=0.2792$, $p<0.01$) ve 2 gecikmeli değerleri ($\beta=0.1574$, $p<0.01$) %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve pozitif iken, 3 gecikmeli değerinin istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi görülmektedir. ($\beta=0.0160$, $p<0.01$)

Hausman testi bulguları incelendiğinde PMG ile MG arasında kara vermek üzere hesaplanan test istatistiğinin oldukça küçük olduğu görülmektedir. ($\chi^2(01)=-1.410$, $p>0.10$). PMG tahmincisinin MG tahmincisinden daha etkin olduğu söylenebilir. Sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: Model 3 ARDL (2, 3) Bulguları

Değişken	PMG	MG	DFE
	Uzun Dönem Katsayılar		
LNBOE	0.2221	-1.6349	-0.0976
	(0.0491)	(1.5667)	(0.3929)
	[4.5200]***	[-1.0400]	[-0.2500]
	0.0000	0.2970	0.8040
Hausman (PMG,MG)	$\chi^2(01)=-1.410^a$		p=-----
Hausman (MG,DFE)	$\chi^2(01)=0.000^b$		p=0.999
Değişken	Hata Düzeltme Modeli		
ECM	-0.0252	-0.0089	0.0902
	(0.1574)	(0.1554)	(0.0738)
	[0.1600]	[0.0600]	[1.2200]
	0.8730	0.9540	0.2220
Δ LNBOE _t	0.3071	0.2862	0.2868
	(0.1554)	(0.19442)	(0.1371)
	[1.5700]	[1.4700]	[2.0900]**
	0.1160	0.1410	0.0370
Δ LNBOE _{t-1}	0.2985	0.2812	0.2439
	(0.1809)	(0.1769)	(0.1373)
	[1.6500]*	[1.5900]	[1.7800]*
	0.0990	0.1120	0.0760
Δ LNBOE _{t-2}	-0.0114	-0.0246	-0.0136
	(0.2362)	(0.2403)	(0.1374)
	[-0.0500]	[-0.1000]	[-0.1000]
	0.9610	0.9180	0.9210
Δ LNBOE _{t-3}	0.0898	0.0796	0.0821
	(0.1962)	(0.1988)	(0.1381)
	[0.4600]	[0.4000]	[0.5900]
	0.6470	0.6890	0.5520
Sabit	-0.1594	-0.2676	-0.5039
	(0.3906)	(0.4418)	(0.3399)
	[-0.4100]	[-0.6100]	[-1.4800]
	0.6830	0.5450	0.1380
Ülke	9	9	9
Gözlem Sayısı	1080	1080	1080

***(%1), **(%5), *(%10) anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. [Köşeli parantez içleri z istatistiklerini içerir.]
 Δ : Değişken birinci devresel farkını ifade eder, χ^2 : Ki-Kare Test İstatistiği, a: PMG tahmincisinin MG tahmincısından daha etkin olduğu görülmüştür. b: MG tahmincisinin DFE tahmincısından daha etkin olduğu görülmüştür.

Uzun dönemde LBOE değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde LNENF değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkisinin saptandığı görülmüştür. ($\beta_1=0.2221$, $p<0.01$). Panel kapsamındaki ülkeler için veri seti dönemi boyunca borsa endeksindeki artışlar enflasyon düzeyinde artış ile karşılık bulurken, borsa endeksindeki azalışlar da enflasyon oranında azalış ile karşılık bulmaktadır. Kısa dönemde LBOE değişkeninin LNENF değişkeni üzerinde 1 gecikmeli değeri %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkiye sahip iken ($\beta=0.2985$, $p<0.10$) diğer gecikmeler ve cari dönem için anlamsızdır.

5. SONUÇ

Para politikası, bir ülkenin ekonomik faaliyetlerini etkileyen en önemli araçlardan biridir. Para politikası araçları, merkez bankaları tarafından kullanılarak para arzını ve faiz oranlarını kontrol etmeyi amaçlamaktadır. Faiz oranı, bir ülkenin ekonomisinde paranın maliyetini gösteren bir göstergedir. Faiz oranlarının artması, paranın maliyetini artırarak yatırımları ve tüketimi azaltmaktadır. Bunun sonucu olarak borsa endeksi olumsuz etkilenmektedir. Faiz oranlarının düşmesi ise paranın maliyetini azaltarak yatırımları ve tüketimi artırarak borsa endeksini olumlu etkilemektedir. Para arzı, bir ülkede ekonomiye dolaşan para miktarını gösteren bir göstergedir. Para arzının artması, piyasada likiditenin artmasına ve faiz oranlarının düşmesine neden olmaktadır. Bu da yatırımları ve tüketimi artırarak borsa endeksini olumlu etkilemektedir. Para arzının düşmesi ise piyasada likiditenin azalmasına ve faiz oranlarının yükselmesine neden olur. Bu da yatırımları ve tüketimi azaltarak borsa endeksini olumsuz etkilemektedir.

Çalışma sonucunda faiz oranı ve borsa endeksi arasında negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Faiz oranlarının artması, borsa endeksini olumsuz etkilerken, faiz oranlarının düşmesi, borsa endeksini olumlu etkilemektedir. Bu ilişki, faiz oranlarının artmasının yatırımları ve tüketimi azaltarak borsa endeksini olumsuz etkilemesinden kaynaklanmaktadır.

Borsa endeksinin enflasyon üzerindeki etkisi uzun vadeli pozitif etkili olduğu görülmüştür. Söz konusu durum, borsa endeksinin ekonomik büyümeyi teşvik ederek enflasyonu artırma eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. Yatırımcıların güveni ve artan harcamalar, enflasyonu tetikleyebilir. Borsa endeksinin enflasyon üzerindeki etkisi kısa vadede ise anlamsızdır. Borsa endeksinin ekonomik büyüme ve güven üzerindeki etkisi incelendiğinde ise ekonomik büyümeyi teşvik edici bir rol oynadığı söylenebilir. Borsa endeksinin artışı, genellikle yatırımcı güvenini artırır. Bu durum, yatırımları ve tüketimi artırarak ekonomik büyümeyi teşvik eder. Faiz oranları ile borsa Endeksi arasındaki ilişki incelendiğinde negatif bir ilişkinin varlığından söz edilebilir. Yüksek faiz oranları, yatırımları azaltabilir, çünkü bu durum düşük getiri anlamına gelmektedir.

Para arzındaki artışın borsa endeksinin olumlu etkilediği gözlemlenmiştir. Bu durum, likidite artışının ve düşük faiz oranlarının yatırımları desteklediğini göstermektedir. Borsa endeksinin sanayi üretimi üzerindeki etkisi incelendiğinde ise pozitif bir etki olduğu ifade edilebilir. Bu durum, borsa değerlerindeki artışın şirketlerin finansmanına olumlu bir etki yaparak sanayi üretimini destekleyebileceğini göstermektedir. Sonuç olarak, borsa endeksinin para politikası araçları ve makroekonomik göstergeler üzerindeki etkisi, karmaşık bir yapıya sahiptir. Bu etkiyi daha iyi anlamak için, gelecekteki çalışmalarda farklı ülkeler ya da ülke grupları kullanılarak çalışma genişletilebilir.

KAYNAKÇA

- Aklan, N.A. ve Nargeleçekenler, M. (2012), ‘‘Hisse Senedi Piyasasında Para Politikalarının Rolü: Türkiye Örneği’’. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt no: XXXIII, sayı: 2
- Arslan, G. (2019). "Varlık Fiyatları Kanalı İçerisinde Hisse Senedi Kanalının İşleyişi: Türkiye Uygulaması". *Ufuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(16), 205-224.
- Baltagai, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. San Francisco: Johan Wiley & Sons, Ltd.
- Bernanke, Ben S. (2003). "Monetary Policy and Stock Market: Some Empirical Results", The Federal Reserve Board, Widener University, Pennsylvania
- Conover, C. Mitchell, Jensen, Gerald R. and Johnson, Robert R. (1999). "Monetary Environments and International Stock Returns", *Journal of Banking and Finance*
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: DER yayınları.
- Frederic S. Mishkin, 2001. "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy," NBER Working Papers 8617, *National Bureau of Economic Research*, Inc.
- Granger, C., & P.Newbold. (1977). *Forecasting Economic Time Series*. London: Akademik Press.
- Güney: ve Alacahan, D. N. (2012), "Parasal Aktarım Mekanizmaları ve Türkiye Değerlendirmesi, *Akademik Bakış*, Sayı:33, Kasım-Aralık:1-13.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series*. John Wiley & Sons.
- Kasapoğlu, Ö. (2007). "Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama", Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü Ankara
- Katı, E. (2014), 'Parasal Aktarım Mekanizması Kanalının İşleyişi ve Türkiye Örneği: VAR Modeli Çerçevesinde Ampirik Bir Uygulama', Kırklareli Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi
- Kearney, Adrienne A. (1996). "The Effect of Changing Monetary Policy Regimes on Stock Prices", *Journal of Macroeconomics*, Vol:18, No:3, P:429-447
- Kulhanek, L. (2012). *The relationship between stock markets and gross domestic product in the Central and Eastern Europe*. Proceedings Of The 7th International Conference On Currency, Banking And International Finance –How Does Central And Eastern Europe Cope Up With The Global Financial Crisis? pp. 135-145.
- Neri, S. (2002). "Monetary Policy and Stock Prices: Theory and Evidence", Bank of Italy
- Ngalawa, H. P., & Viegı, N. (2012). Dynamic effects of monetary policy shocks in Malawi. *South African Journal of Economics*, 79(3), 224–250. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2011.01284.x>
- Örnek, İ. (2009). "Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyişi", *Maliye Dergisi*, Sayı 156

- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence. Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research.
- Pesaran, M. H., Im, K. S., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*(115), 53-74.
- Rapach, D.E. (2001). "Macro Shocks and Real Stock Prices", *Journal of Economic sand Business*, 53
- Lastrapes, W.D. (1998). "International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money", *Journal of International Money and Finance*. 12 (3).
- Rigobon, R. and Sack, B. (2004). "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices" *Journal of Monetary Economics*, 51
- Sezer, B., (2003), *Parasal Aktarım Mekanizması ve Türkiye'de İşleyişi*, Yüksek Lisans Tezi, Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Sterken, E. Haan, L. ve Chirinko, R.S. (2004), "Asset Price Shocks Real Expenditures and Financial Structure: A Multi-Country Analysis"
- Tatoğlu, F. Y. (2018). Panel Zaman Serileri Analizi. İstanbul: Beta.
- Taylor, J.B. (1995), "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 11-28.
- Temel Ekonometri. (Damador N. Gujarati). Boston: Mc Grae Hill.
- Tobin, J. (1969) A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit & Banking*, 1, 15-29.
- Yıldırım, D. Ç., & Mirasedoğlu, M. U. (2016). Aktarım Mekanizmasının Hisse Senedi Fiyatları Kanalının Etkinliğine İlişkin Bir Analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(2), 105-126.