

Para Politikasının Kredi Faiz Oranlarına Geçişkenliği: Türkiye Örneği

Doç. Dr. Ümit Bulut*

Öz

Bu çalışmanın amacı, Türkiye için Ocak 2011-Haziran 2019 dönemi aylık verilerini kullanarak para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğini incelemektir. Bu amaç doğrultusunda, çalışmada eşbütünleşme analizindeki güncel gelişmeler dikkate alınmıştır. Buna göre, çalışmada hem yalnızca keskin kırılmaları dikkate alan hem de keskin ve aşamalı kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular, yapısal kırılmaları modellemede farklı yaklaşımlar kullanmanın farklı sonuçlara yol açtığını göstermektedir. Hem keskin hem de aşamalı kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme yönteminin bulguları, Türkiye’de para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğinin neredeyse tam olduğuna ve Türk bankacılık sektöründeki bankalar arasında yoğun bir rekabet olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Faiz Oranı Geçişkenliği, Kredi Faiz Oranları, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Eşbütünleşme Testi, Yapısal Kırılmalar.

JEL Sınıflandırması: C22, E43, E52, E58.

Monetary Policy Pass-Through to Lending Rates: The Case of Turkey

Abstract

The goal of this paper is to examine monetary policy pass-through to lending rates for Turkey using monthly data over the period January 2011-June 2019. To that end, the paper considers recent developments in cointegration analysis. Accordingly, the paper employs a cointegration test with sharp breaks and a cointegration with both sharp and gradual breaks. The empirical findings imply that different methods in modelling structural breaks result in different results. The findings of the cointegration method with both sharp and gradual breaks indicate an almost complete monetary policy pass-through to lending rates in Turkey and a strong competition among banks in the Turkish banking sector.

Keywords: Interest Rate Pass-Through, Lending Rates, The Central Bank of The Republic of Turkey, Cointegration Test, Structural Breaks.

JEL Classification: C22, E43, E52, E58.

Giriş

1980’lerde geliştirilen finansal araçlar ve paranın dolaşım hızındaki yüksek volatilité merkez bankalarının para arzını kontrol etme güçlerini ve enflasyon ile parasal büyüklükler arasındaki ilişkiyi zayıflatmıştır (Mishkin ve Posen, 1997; Mishkin, 1997). Bu nedenle, dünyadaki birçok merkez bankası para arzının merkez bankası tarafından kontrolüne ve para arzı ile enflasyon arasındaki güçlü ilişkiye dayanan parasal hedefleme rejimini uygulamamaya başlamıştır (Mishkin ve Posen, 1997).

* Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi İİBF, Öğretim Üyesi

Günümüz dünyasında pek çok merkez bankası bir parasal büyüklük için belirlenen hedefi tutturmaya çalışmamaktadır. Merkez bankaları, para piyasalarındaki büyük etkileri sayesinde kısa vadeli faiz oranlarını ayarlayarak para politikasını yürütmektedir (Borio, 1997; De Bondt, 2005). Buna göre, ilk aşamada merkez bankalarının politika faiz oranlarındaki değişiklikler para piyasaları faiz oranlarına (bankalar için fonların marjinal maliyetine) aktarılmaktadır (De Bondt, 2005; Egert vd., 2007; Yıldırım, 2012). İkinci aşamada ise, piyasa faiz oranlarındaki değişimler uzun vadeli kredi ve mevduat faizlerini etkilemektedir (De Bondt, 2005; Egert vd., 2007; Gambacorta vd., 2015). Bu kapsamda, faiz oranı geçişkenliği/para politikasının geçişkenliği kısa vadeli faiz oranındaki bir değişimin nasıl ve ne ölçüde kredi ve mevduat faizlerine aktarıldığını ölçmektedir (Egert vd., 2007; Yüksel ve Özcan, 2013; Andries ve Billion, 2016). Sonraki aşamada ise bankaların kredi ve mevduat faizleriyle ilgili kararları harcamaları, ekonomik faaliyetleri ve nihayetinde enflasyonu etkilemektedir (De Bondt, 2005; Robertson, 2016; Altavilla vd., 2020); çünkü kredi ve mevduat faizleri hanehalklarının ve firmaların tüketim, tasarruf ve yatırım kararlarını şekillendirmelerinde oldukça önemlidir (Yüksel ve Özcan, 2013). Diğer bir ifadeyle, faiz oranı geçişkenliği mekanizması, para politikasındaki bir değişikliğin borç verme hacmini ve maliyetini, çıktıyı ve enflasyonu nasıl etkilediğini göstermektedir (Gregor ve Melecky, 2018). Bu şekilde faiz oranı geçişkenliği mekanizmasına göre bir merkez bankası tarafından ilan edilen faiz oranları borç alanların ve verenlerin davranışlarını ve bu yüzden de çıktıyı ve enflasyonu etkilemektedir (Apergis ve Cooray, 2015). Bu nedenle, etkin bir faiz oranı geçişkenliği mekanizması mevduat bankası ağırlıklı bir finansal sisteme sahip olan ülkeler için özellikle önemlidir (Sander ve Kleimer, 2004; Byrene ve Kelly, 2018; Altavilla vd., 2020). Bu ülkelerde para politikasındaki değişikliklerin ekonomiye aktarımında bankalar oldukça önemli bir role sahiptir (Sander ve Kleimer, 2004).

Faiz oranı geçişkenliği süreci para politikası tartışmalarında anahtar bir role sahip olup, para politikası duruşundaki bir değişikliğin çıktı ve enflasyon üzerindeki etkisi bu değişikliğin kredi faiz oranlarına nasıl yansıtıldığına bağlıdır (Karagiannis vd., 2010; Doojov ve Kalirajan, 2016; Robertson, 2016; Liu, 2019). Etkin bir faiz oranı geçişkenliği mekanizması, merkez bankasının politika faiz oranındaki değişimlerin toplam talebi, çıktıyı ve enflasyonu etkileyen kredi faiz oranlarına tamamen aktarıldığı anlamına gelmektedir (Hofmann ve Mizen, 2004; Karagiannis vd., 2010; Verheyen, 2013). Bu çerçevede, kısa vadeli faiz oranının banka faiz oranlarına tümüyle geçişken olması parasal aktarım mekanizmasını güçlendirerek para politikasının çıktıyı ve enflasyonu etkileyebilmesini sağlamaktadır (De Bondt, 2005; Şahin ve Çiçek, 2018). Eğer faiz oranı geçişkenliği tam değilse, para politikası kararlarının ekonomiye etkileri zayıf olacaktır (Egert vd., 2007). Bu koşullar altında, çıktıyı ve enflasyonu etkileyebilmek için para politikasının ekonomideki gelişmelere tepkisi daha şiddetli olmak zorundadır (Karagiannis vd., 2010).

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), 2002 yılından beri finansman koşullarını, çıktıyı ve enflasyonu etkilemek için temel politika aracı olarak kısa vadeli faiz oranlarını kullanmaktadır. Buna göre, TCMB koridor/kanal sistemini kullanmaktadır. Faiz koridorunun üst bandı TCMB'nin bankalara uyguladığı gecelik borç verme faiz oranını gösterirken, koridorun alt bandı TCMB'nin bankalardan gecelik vadede aldığı borcun maliyetini gösteren borçlanma faiz oranını ifade etmektedir (Berentsen vd., 2010; Kahn, 2010; Aysan vd., 2014, 2015). Faiz koridoru sisteminde bankalararası piyasada gerçekleşen gecelik faiz oranı koridorun içinde oluşmaktadır. Gecelik borç verme ve borçlanma faiz oranlarının yanı sıra, TCMB 2010 yılından beri 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranını kullanmaktadır. Söz konusu faiz oranı, TCMB'nin banka faiz oranlarını etkilemek için kullandığı temel fonlama ve politika faiz oranıdır. Bu çerçevede, TCMB bankalararası para piyasasında oluşan gecelik faiz oranının politika faiz oranına yakın olmasını sağlamaya çalışmaktadır. Bu nedenle, TCMB'nin faiz oranı kararlarının banka faiz oranlarına ne derecede aktarıldığı Türkiye'de parasal aktarım mekanizmasının oldukça önemli bir parçasıdır.

Bu çalışma, Türkiye’de para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğini Ocak 2011-Haziran 2019 dönemine ait aylık verileri kullanarak incelemektedir. Çalışmadan elde edilecek ampirik bulgular TCMB’nin para politikasının etkinliğini değerlendirmek için önemli sonuçlar sunacağından, çalışmada etkin bulgulara ulaşmak için gelişmiş yöntemler kullanılacaktır. Buna göre, çalışmada ilk aşamada düzmece regresyon probleminden kaçınmak için birim kök testleri yoluyla değişkenlerin entegre dereceleri tespit edilecektir. Devamında ise, Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilen bir keskin yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen ve hem keskin hem de aşamalı yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testi kullanılacaktır. Çalışma, Türkiye’de faiz oranı geçişkenliği mekanizmasını yapısal kırılmalar altında inceleyen ilk çalışma olarak ilgili literatüre önemli bir katkı yapmaktadır.

Çalışmanın kalanı şu şekildedir: Girişi izleyen bölümde Türkiye’de faiz oranı geçişkenliği üzerine yapılan ampirik çalışmalar verilecektir. Model ve veri seti ikinci bölümde tanıtlmaktadır. Üçüncü bölüm tahmin metodolojisini, dördüncü bölüm ise tahmin sonuçlarını gösterecektir. Çalışmanın son bölümü sonuç bölümüdür.

1. Literatür Özeti

Ampirik literatür incelendiğinde, farklı ülkeler için faiz oranı geçişkenliğini inceleyen pek çok çalışma olduğu görülmektedir. Bu çalışmalardan bazıları para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğinin eksik olduğu sonucuna ulaşırken (Sander ve Kleimer, 2004; Egert vd., 2007; Karagiannis vd., 2010; Kwapi ve Scharler, 2010; Rocha, 2012; Belke vd., 2013; Aristei ve Gallo, 2014; Hristov vd., 2014), bazı çalışmalarda söz konusu geçişkenliğin yüksek ve/veya tam olduğu sonucuna ulaşılmıştır (De Bondt, 2005; De Graeve vd., 2007; Blot ve Labondance, 2013; Illes vd., 2015; Havranek vd., 2016; Gregor ve Melecky, 2018; Liu, 2019).

Bu çalışma, Türkiye’de faiz oranı geçişkenliği mekanizmasını ampirik olarak inceleyen çalışmaları ise iki grupta incelemektedir. Birinci grupta yer alan çalışmalar, Türkiye’de para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğini doğrusal yöntemlerle incelemişlerdir. Örneğin; Aydın (2007), panel veri tahmin yöntemlerini kullanarak ticari kredi faiz oranlarının tüketici kredisi faiz oranlarına kıyasla kısa vadeli faiz oranlarına daha az duyarlı olduğunu bulmuştur. Çağlarımak-Uslu ve Karahan (2016), gecikmesi dağıtılmış otoregresif model ve Kalman filtresi aracılığıyla faiz oranı geçişkenliği katsayısının 2008 yılındaki küresel krizden sonra azaldığını tespit etmişlerdir. Binici vd. (2019) ise, panel genelleştirilmiş momentler yöntemini kullanarak para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğinin tam olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. İkinci grupta yer alan çalışmalar Türkiye’de para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğini doğrusal olmayan tekniklerle incelemişlerdir. Buna göre, Yıldırım (2012) ve Yüksel ve Özcan (2013), eşik otoregresif ve momentum eşik otoregresif modellerini kullanarak Türkiye’de para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliğini incelemişlerdir. Yıldırım (2012) kısa vadeli faiz oranlarındaki bir değişimin tüketici kredisi faiz oranlarına tamamen yansıtıldığını bulurken, Yüksel ve Özcan (2013) kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimin kredi faiz oranlarına neredeyse tamamen aktarıldığı sonucuna ulaşmışlardır. Şahin ve Çiçek (2018), doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeli kullandıkları çalışmada kısa vadeli faiz oranlarının kredi faiz oranlarına geçişkenliğinin neredeyse tam olduğunu bulmuşlardır. Yazarlar aynı zamanda ticari kredi faiz oranları için geçişkenliğin daha yüksek olduğunu tespit etmişlerdir.

Yukarıda açıklanan çalışmalarda görüldüğü gibi, çalışmaların sonuçları tahmin yöntemlerine göre farklılık göstermektedir. Bunun yanında, Türkiye için yapılan söz konusu çalışmaların hiçbirinin yapısal kırılmalar altında faiz oranı geçişkenliğini incelemeyeceği göze çarpmaktadır.

2. Model ve Veri Seti

Çalışmanın ilk bölümünde belirtildiği üzere, faiz oranı geçişkenliği kısa vadeli faiz oranlarındaki bir değişimin uzun vadeli faiz oranlarına ne ölçüde aktarıldığını incelemektedir. Bu kapsamda, kısa vadeli ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki ilişki şu şekilde ifade edilmektedir:

$$LR_t = \beta_0 + \beta_1 IR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik 1’de LR, IR ve ε sırasıyla ağırlıklı ortalama kredi faiz oranını, kısa vadeli faiz oranını (Borsa İstanbul Bankalararası Repo/Ters Repo Pazarındaki gecelik faiz oranı) ve hata terimini ifade etmektedir. Kredi faiz oranı için çalışmada hem ticari kredi faiz oranı hem de tüketici kredisi faiz oranı (ihtiyaç+taşıt+konut) kullanılmaktadır. Bu nedenle LR^{com} ve LR^{con} sırasıyla ticari kredi faiz oranını ve tüketici kredisi faiz oranını ifade etmektedir. Faiz oranı geçişkenliğinin derecesi β_1 katsayısıyla ölçülmektedir. Kısa vadeli faiz oranı verisi Ocak 2011’den beri ilan edildiği için çalışmada Ocak 2011-Haziran 2019 dönemine ait aylık veriler kullanılmaktadır. Çalışmada kullanılan veriler TCMB (2019)’den elde edilmiştir.

Eşitlik 1’in tahminiyle, aşağıda belirtilen sonuçlardan birine ya da birkaçına ulaşılabacaktır:

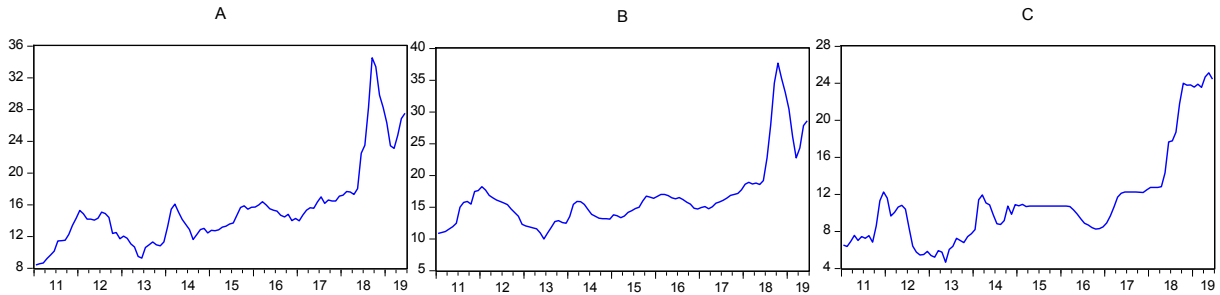
- (i) Eğer $\beta_1=1$ olursa, kredi piyasaları tam rekabetçidir. Böyle bir durumda, fiyat (kredi faiz oranı) marjinal maliyete (kısa vadeli faiz oranına) eşit olup, kredi faiz oranının kısa vadeli faiz oranına türevi 1’e eşittir (De Bondt, 2005). Bu yüzden, uzun dönemde para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliği tamdır (Sander ve Kleimeier, 2004; Sengupta, 2014). Diğer bir ifadeyle, tam rekabetçi bir kredi piyasasında kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimlerin kredi faiz oranlarına tümüyle aktarıldığı kabul edilmektedir (Van Leuvensteijn vd., 2013; Kopecky ve van Hoose, 2016).
- (ii) Eğer $\beta_1<1$ olursa, kredi faiz oranının kısa vadeli faiz oranına türevi birden küçüktür ve kredi piyasası tam rekabetçi değildir. Bu nedenle, uzun dönemde kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimin kredi faiz oranına tam aktarımı söz konusu değildir (Sander ve Kleimeier, 2004). Uygulamada kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimler bazı nedenlerle kredi faiz oranına tam olarak iletilmeyebilir (Hofmann ve Mizen, 2004). İlk olarak, böyle bir bulgu bankalar arasındaki zayıf rekabetin bazı bankalar için piyasa gücünün varlığına sebep olduğuna ve kredi faiz oranlarının bankalararası piyasadaki faiz oranlarına olan duyarlılığını azalttığına işaret edebilir (De Bondt, 2002, 2005; Egert vd., 2007). İkinci olarak, bu bulgu bankalar ve müşterileri arasındaki asimetric bilgiden kaynaklanabilir. Stiglitz ve Weiss (1981) yaptıkları çalışmada bazı müşteriler krediler için yüksek faiz oranları önerseler dahi bankaların bilgi asimetrisinden kaçınmak için kredileri kısıtlayabileceğini ortaya koymuşlardır. Buna göre, bankaların kredi faiz oranlarını yükseltmesi riskli müşterilere kredi vermesine neden olabilir (ters seçim) veya bankaların riskli projelerin finansörü durumuna düşme ihtimalini artırabilir (ahlaki tehlike) (Mishkin, 2004; De Bondt, 2005). Diğer bir deyişle, bankalar kredi faiz oranlarını yükselttiğinde düşük riskli müşterilerini kaybedebilir ve bu nedenle bankaların kredilerden elde etmeyi beklediği kazançlar düşebilir (De Bondt, 2005).
- (iii) Eğer $\beta_1>1$ olursa, kredi faiz oranının kısa vadeli faiz oranına türevi birden büyük olacaktır. De Bondt (2002, 2005) böyle bir durum için iki tür müşterinin olduğu bir model önermektedir. İlk tür müşterilerin kredileri geri ödememe ihtimali yoktur. İkinci tür müşterilerin kredileri geri ödeyememe ihtimali var olup, bu ihtimal ters seçim ve ahlaki tehlike problemleri nedeniyle kredi faiz oranıyla pozitif ilişkilidir. Diğer bir ifadeyle, kredi faiz oranının yükselmesi kredinin geri ödenme ihtimalini düşürmektedir. Bu modelde; bankalar her müşterinin hangi kategoride olduğunu ayırt etme gücüne sahiptir,

bankaların kredilerden elde etmeyi beklediği getiriler birbirine eşit olmalıdır ve kredilerin geri ödenmemesi ihtimali kredi faiz oranlarını yükseltmektedir. Bu nedenle, kısa vadeli faiz oranlarındaki bir artış karşısında bankalar riskli müşterilere verdiği kredi faiz oranını kısa vadeli faiz oranlarındaki artıştan daha fazla yükseltmektedir. Bankaların böyle davranmasının nedeni, geri ödenmeyecek krediler nedeniyle yaşanan kaybı dengeleme amacı içinde olmasıdır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi

	LR^{com}	LR^{con}	IR
Tanımlayıcı istatistikler			
Ortalama	15.417	16.616	11.104
Medyan	14.426	15.641	10.687
Maksimum	34.507	37.685	25.130
Minimum	8.415	9.995	4.657
Standart sapma	5.161	5.345	4.970
Gözlem sayısı	102	102	102
Korelasyon matrisi			
LR^{com}			
LR^{con}	0.96		
IR	0.92	0.90	

Grafik 1: Serilerin Grafiksel Gösterimi



Not: A, B ve C sırasıyla LR^{com} , LR^{con} ve IR değişkenlerini ifade etmektedir.

Değişkenler için tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon matrisi Tablo 1’de gösterilmektedir. Tablodan görülebileceği gibi, LR^{con} değişkeninin tüm tanımlayıcı istatistikleri diğer değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinden büyüktür. Ayrıca, seriler arasında yüksek ve pozitif bir korelasyon mevcuttur. Grafik 1 ise, değişkenlerin grafiksel gösterimini sunmaktadır. Buna göre, LR^{com} ve LR^{con} değişkenleri gözlenen dönem boyunca beraber hareket etmektedir. Bunun yanında, bu değişkenlerle IR arasında 2018 sonuna kadar beraber hareket varken, IR değişkeni bu tarihten sonar daha çok yatay bir seyir izlemiştir.

Tanımlayıcı istatistikler ve grafiksel gözlemler değişkenler hakkında ön bilgi sunmaktadır; ancak değişkenler arasındaki ilişkileri tahmin etmek için ekonometrik tekniklere ihtiyaç vardır. İzleyen bölüm, çalışmada kullanılacak ekonometrik yöntemleri tanıtmaktadır.

3. Yöntem

3.1. Birim Kök Testleri

Çalışmada ilk olarak değişkenlerin entegre derecelerini tespit etmek için Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF ve Phillips ve Perron (1988) tarafından ortaya atılan PP birim kök testleri uygulanacaktır. Her iki test de bir serinin birim köke sahip olduğunu ve durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezini sınamaktadır.

3.2. Gregory ve Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi

Geleneksel eşbütünleşme yöntemleri uzun dönem katsayıların incelenen dönem boyunca değişmediğini varsayarak eğim katsayılarının değişimine neden olabilecek yapısal kırılmaları ihmal etmiştir. Gregory ve Hansen (1996), ekonomideki bazı önemli gelişmelerin (iktisadi krizler, savaşlar, doğal felaketler, ekonomi politikalarındaki köklü değişimler vb.) yapısal kırılmaları neden olarak eğim katsayılarını değiştirebileceğini ifade ederek bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. Bu testin önemli bir üstünlüğü, testte söz konusu yapısal kırılmanın dışsal olarak değil içsel olarak belirlenmesidir. Ekonometri literatürde bu test bir rejim kaymasına izin veren keskin yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi olarak ifade edilmektedir. Rejim kaymasıyla kastedilen ise, hem sabitte hem de eğim katsayılarında kırılmanın olmasıdır. Bu çerçevede, bu test her bağımsız değişken için iki uzun dönem katsayısının hesaplanmasına izin vermektedir. İlk katsayı rejim kayması tarihine kadar geçerliken, ikinci katsayı rejim kayması tarihinden itibaren geçerlidir. Rejim kayması modeline ilaveten, Gregory ve Hansen (1996) ayrıca sabitte kırılma modeli ve trend içeren sabitte kırılma modeli de geliştirmişlerdir. Bir ampirik model $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ olarak tanımlanırsa, Gregory ve Hansen (1996) testinin modelleri aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

Sabitte kırılma modeli:

$$y_t = \beta_0 + \beta_0' D + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trend içeren sabitte kırılma modeli:

$$y_t = \beta_0 + \beta_0' D + \theta t + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Rejim kayması modeli:

$$y_t = \beta_0 + \beta_0' D + \beta_1 x_t + \beta_1' D x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıdaki eşitliklerde y , x , β_0 , β_0' , D , β_1 , β_1' ve ε sırasıyla bağımlı değişkeni, açıklayıcı değişkeni, rejim kaymasına kadar sabiti, rejim kaymasından sonra sabitteki değişimi, kukla değişkeni, rejim kaymasına kadar açıklayıcı değişkenin katsayısını, rejim kaymasından sonra açıklayıcı değişkenin katsayısındaki değişimi ve hata terimini göstermektedir. Görüldüğü üzere, modelin deterministik bileşenindeki yapısal kırılma kukla değişkenle yakalanmaktadır. Bu kukla değişken şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$D = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau] \end{cases}$$

Burada $\tau \in (0,1)$ kırılma tarihini göstermektedir. Gregory ve Hansen (1996), modellerde eşbütünleşme olup olmadığını incelemek için Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen ADF testi ile Phillips (1987) tarafından geliştirilen Z_α ve Z_t testlerini kullanmaktadır. Bu yöntemde sıfır hipotezi, modellerde eşbütünleşme olmadığını ifade etmektedir. Eğer modellerde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilirse, uzun dönem katsayılar Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen dinamik en küçük kareler (DEKK) tahmincisi yoluyla tahmin edilebilmektedir. Bu yöntem, olası otokorelasyon ve içsellik problemlerine karşı dirençli bir tahmincidir (Esteve ve Requena, 2006). Bunun yanında, bu yöntem küçük örneklerde etkin sonuçlar sunabilmektedir (Narayan ve Narayan, 2004).

3.3. Tsong vd. (2016) Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) testinde yapısal kırılmanın sayısı ve biçimi kesindir. Buna göre, bu test bir keskin yapısal kırılmaya izin vermektedir. Tsong vd. (2016), Fourier bileşenini kullanarak yeni bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. Bu test, yapısal kırılmanın sayısından ve keskin ya da aşamalı olmasından bağımsız olarak etkin sonuçlar sunabilmektedir. Bunun yanında, bu testi uygularken araştırmacılar ampirik modele Fourier bileşeninin eklenmesine ve dolayısıyla bu testin kullanımına gerek olup olmadığını da test edebilmektedirler. Tsong vd. (2016), ilk olarak aşağıdaki modeli kullanmaktadırlar:

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad \eta_t = \gamma_t + u_{1t}, \quad \gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t, \quad x_t = x_{t-1} + u_{2t} \quad (5)$$

Yukarıdaki eşitlikte u_t hata terimini ifade etmekte olup, γ_t rassal yürüyüş sergilemektedir. Modelde sadece sabit olduğunda $d_t = \delta_0 + f_t$ şeklinde tanımlanan d_t , modelde sabit ve trend olduğunda ise $d_t = \delta_0 + \delta_1 t + f_t$ şeklinde tanımlanmaktadır. Modelde f_t aşağıdaki gibi tanımlanan Fourier bileşenini ifade etmektedir:

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \alpha_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (6)$$

6 numaralı eşitlikte, k Fourier frekansını, T gözlem sayısını ve t ise trendi ifade etmektedir. Eğer $\sigma_u^2 = 0$ olursa, $\eta_t = u_{1t}$ durağandır ve modelde eşbütünleşme vardır. Bu yüzden, modellerde eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ifade eden sıfır hipotezi eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır. Bu hipotezler şu şekildedir:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \text{ ve } H_1: \sigma_u^2 > 0 \quad (7)$$

Eşbütünleşmenin olduğunu ifade eden sıfır hipotezini test etmek için model şu şekilde yeniden tanımlanmaktadır:

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + u_{1t} \quad (8)$$

Eşbütünleşme test istatistiği ise şu şekilde ifade edilmektedir:

$$Cl_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (9)$$

Bu eşitlikte $S_t = \sum_{t=1}^T \hat{u}_{1t}$ 8 numaralı eşitliğin tahmininden elde edilen hata terimlerinin kısmi toplamını gösterirken, $\hat{\omega}_1^2$ ise u_{1t} 'nin tutarlı tahmincisidir. Tsong vd. (2016), 8 numaralı eşitliğin DEKK tahmincisi ile tahmin edilebileceğini belirtmişlerdir.

Son olarak, Tsong vd. (2016) test prosedüründe Fourier bileşeninin yer almasına gerek olup olmadığını F testini kullanarak incelemişlerdir. Yazarlar, Fourier bileşeninin modele eklenmesine gerek olmadığını ifade eden sıfır hipotezini sınamaktadırlar.

4. Tahmin Sonuçları

ADF ve PP birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar Tablo 2'de gösterilmektedir. Tabloda görülebileceği gibi, serilerin durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezi serilerin düzey değerleri için reddedilemezken, ilk farkları için reddedilmektedir. Bir başka ifadeyle, tüm seriler ilk farklarında durağandır. Bu nedenle, kurulan modellerde eşbütünleşmenin olup

olmadığı Gregory ve Hansen (1996) ve Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testleriyle incelenebilir.

Tablo 2: Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Değişken		ADF	PP
LR ^{com}	Düzy	-1,520	-0,977
	İlk fark	-6,085*	-5,832*
LR ^{con}	Düzy	-1,477	-1,332
	İlk fark	-5,597*	-3,732*
IR	Düzy	-0,218	0,394
	İlk fark	-6,897*	-6,947*

Not: * %1 düzeyinde anlamlılığa işaret etmektedir.

Rejim kayması modeli için Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinin sonuçları Tablo 3'te gösterilmektedir. Tablonun A paneli LR^{com} ve IR arasındaki ilişki için ampirik bulguları ifade etmektedir. Görüldüğü üzere, modelde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ADF test istatistiğine göre %5 düzeyinde reddedilmektedir. Dolayısıyla, modelde eşbütünleşme ilişkisi var olup, uzun dönem katsayılar tahmin edilebilir. Modeldeki rejim kayması ise Kasım 2015'te gerçekleşmiştir. Türkiye'deki genel seçim ve öncesindeki siyasi belirsizlik bu kırılmayı açıklayabilmektedir. Bu çerçevede, kukla değişken Ocak 2011-Kasım 2015 arasında 0 değerini alırken, Aralık 2015-Haziran 2019 arasında 1 değerini almaktadır. Tablonun A2 paneli DEKK tahmincisinin sonuçlarını göstermektedir. Buna göre, D*IR değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamsız olduğundan rejim kaymasından sonra IR değişkeninin katsayısı değişmemiştir. Bir başka deyişle, IR değişkeni gözlenen dönem boyunca (Ocak 2011-Haziran 2019) 0,614 katsayısına sahip olup, Kasım 2015'te gerçekleşen rejim kayması Türkiye'de kısa vadeli faiz oranlarının ticari kredi faiz oranlarına geçişkenliğini etkilememiştir. Bunun yanında, modelde kukla değişkenin katsayısı anlamsız ve sabitin katsayısı anlamlı olduğu için modelde sabit gözlenen dönem boyunca aynı değere (7,321) sahiptir. Tablonun B Paneli ise LR^{con} ve IR arasındaki ilişki için ampirik sonuçları ifade etmektedir. Buna göre, modelde eşbütünleşme olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ADF test istatistiğine göre %1 düzeyinde reddedilmektedir. Bu nedenle, modelde eşbütünleşme ilişkisi var olup, uzun dönem katsayıları tahmin edilebilir. Modeldeki rejim kayması ise Mayıs 2013'te gerçekleşmiştir. Amerikan Merkez Bankası'nın Mayıs 2013'te yaptığı ve üçüncü parasal genişlemenin 2013 yılı sonuna kadar azaltılacağı ve 2014 yılı içinde sonlandırılacağına yönelik açıklaması bu kırılmayı açıklayabilmektedir. Bu çerçevede, kukla değişken Ocak 2011-Mayıs 2013 arasında 0 değerini alırken, Haziran 2013-Haziran 2019 arasında 1 değerini almaktadır. Tablonun B2 paneli DEKK tahmincisinin sonuçlarını rapor etmektedir. Buna göre, D*IR değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamsız olduğundan rejim kaymasından sonra IR değişkeninin katsayısı değişmemiştir. Diğer bir ifadeyle, IR değişkeni gözlenen dönem boyunca (Ocak 2011-Haziran 2019) 0,886 katsayısına sahip olup, Mayıs 2013'teki rejim kayması Türkiye'de kısa vadeli faiz oranlarının tüketici kredisi faiz oranlarına geçişkenliğini etkilememiştir. Bunun yanında, modelde kukla değişkenin katsayısı anlamsız ve sabitin katsayısı anlamlı olduğu için modelde sabit gözlenen dönem boyunca aynı değere (7,427) sahiptir.

Tablo 3: Gregory ve Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem Katsayılar

Panel A: LR ^{com} ve IR arasındaki eşbütünleşme testi için sonuçlar			
Panel A1: Eşbütünleşme testi			
Test istatistikleri	ADF istatistiği -4,992** (Kasım 2015)	Phillips (Z _t) istatistiği -3,382 (Ekim 2015)	Phillips (Z _a) istatistiği -27,130 (Ekim 2015)
Panel A2: DEKK tahmincisi			
Değişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği
Sabit	7,321*	1,723	3,189
D	-1,170	2,147	-0,544
IR	0,614*	0,192	3,189
D*IR	0,286	0,208	1,376
R ² :0.88, $\bar{R}^2$:0.87			
Panel B: LR ^{con} ve IR arasındaki eşbütünleşme testi için sonuçlar			
Panel B1: Eşbütünleşme testi			
Test istatistikleri	ADF istatistiği -5,814* (Mayıs 2013)	Phillips (Z _t) istatistiği -3,797 (Nisan 2013)	Phillips (Z _a) istatistiği -26,810 (Nisan 2013)
Panel B2: DEKK tahmincisi			
Değişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği
Sabit	7,427*	2,705	2,754
D	-2,979	2,918	-1,201
IR	0,886*	0,335	2,640
D*IR	0,169	0,343	0,491
R ² :0.84, $\bar{R}^2$:0.83			

Notlar: * ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir. Kırılma tarihleri parantez içinde rapor edilmiştir.

Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinin sonuçları Tablo 4'te gösterilmektedir. Tablonun A paneli LR^{com} ve IR arasındaki ilişki için sonuçları ifade etmektedir. Görüldüğü üzere, F istatistiği eşbütünleşme testinin Fourier yaklaşımına dayanması gerektiğine işaret etmektedir. Aynı zamanda, modelde eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu nedenle, IR değişkeninin uzun dönem katsayısı DEKK kullanılarak tahmin edilebilir. A2 panelinde görüldüğü gibi bu katsayı 0,911 olup %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç, Türkiye'de kısa vadeli faiz oranlarının ticari kredi faiz oranlarına geçişkenliğinin neredeyse tam olduğuna işaret etmektedir. Tablonun B paneli ise, LR^{con} ve IR arasındaki ilişki için elde edilen sonuçları raporlamaktadır. Görülebileceği gibi, F istatistiği bu modelde de eşbütünleşme ilişkisinin Fourier yaklaşıma dayalı olması gerektiğini göstermektedir. Bunun yanında, modelde eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu ifade eden sıfır hipotezi bu model için de reddedilememektedir. Bu yüzden, IR değişkeninin katsayısı DEKK yoluyla tahmin edilmiş ve bu katsayının 0,951 olduğu tespit edilmiştir. Söz konusu katsayı %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu bulgu, Türkiye'de kısa vadeli faiz oranlarının tüketici kredisi faiz oranlarına geçişkenliğinin de neredeyse tam olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 4: Tsong vd. (2016) Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem Katsayılar

Panel A: LR ^{com} ve IR arasındaki eşbütünleşme testi için sonuçlar			
Panel A1: Eşbütünleşme testi			
Frekans	Minimum HKK	Eşbütünleşme Test istatistiği	F istatistiği
2	293,170	0,045	6,353*
Panel A2: DEKK tahmincisi			
Değişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği
IR	0,911*	0,036	24,637
R ² :0.88, $\bar{R}^2$:0.87			
Panel B: LR ^{con} ve IR arasındaki eşbütünleşme testi için sonuçlar			
Panel B1: Eşbütünleşme testi			
Frekans	Minimum HKK	Eşbütünleşme Test istatistiği	F istatistiği
2	439,769	0,102	7,640*
Panel B2: DEKK tahmincisi			
Değişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistiği
IR	0,951*	0,040	23,453
R ² :0.83, $\bar{R}^2$:0.83			

Notlar: * %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. HKK: Hata Kareleri Toplamı.

Çalışmadan elde edilen bulgular yapısal kırılmaları modellerken kullanılan farklı yaklaşımların faiz oranı geçişkenliğinin katsayısı açısından farklı bulgular sunduğunu göstermektedir. Bu çalışma, iki nedenden dolayı Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlara odaklanmaktadır. İlk neden, Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinin sonuçlarına göre rejim kaymalarının Türkiye’de faiz oranının geçişkenliğini etkilememesidir. Bu bulgu, incelenen modellerde keskin kırılmalardan ziyade aşamalı kırılmalar olabileceğine işaret etmektedir. İkinci neden ise, Tsong vd. (2016) testini kullanırken elde edilen F istatistikleri kullanılacak eşbütünleşme testinin Fourier bileşenini içermesi gerektiğini göstermektedir. Bu çerçevede, çalışmada para politikasının hem ticari kredi faiz oranlarına hem de tüketici kredisi faiz oranlarına geçişkenliğinin neredeyse tam olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgu, Türkiye’de faiz oranı geçişkenliği mekanizmasının etkin olduğunu ve Türk bankacılık sisteminde bankalar arasında önemli bir rekabet olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda, faiz oranı geçişkenliği katsayılarının yüksek olması Türk bankacılık sistemindeki bankaların bilgi asimetrisini problem olarak görmediğine de işaret etmektedir. Bu çerçevede, bu çalışmanın bulguları Yıldırım (2012), Yüksel ve Özcan (2013) ve Şahin ve Çiçek (2018)’in bulgularıyla büyük ölçüde örtüşmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, Ocak 2011-Haziran 2019 dönemine ait aylık veriler kullanılarak Türkiye’de para politikasının kredi faiz oranlarına geçişkenliği incelenmiştir. Çalışmada ilk aşamada birim kök testleri kullanılmış ve tüm serilerin ilk farklarında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmanın devamında ise Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilen ve bir keskin kırılmaya izin veren eşbütünleşme testi ile Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen ve hem keskin hem de aşamalı kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Her 2 test de modellerde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna işaret ettiğinden, uzun dönem katsayılar DEKK tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular, yapısal kırılmaları modellemede farklı yaklaşımlar kullanmanın faiz oranı geçişkenliği katsayısının büyüklüğü açısından farklı sonuçlara yol açtığını göstermektedir. Buna göre, Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinin sonuçlarına göre Türkiye’de kısa vadeli faiz oranlarının ticari kredi faiz oranlarına geçişkenliği eksikken, tüketici kredisi faiz oranlarına geçişkenliği yüksektir. Bunun yanı sıra, Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinin sonuçlarına göre ise, Türkiye’de kısa vadeli faiz oranlarının hem ticari kredi hem de

tüketici kredisi faiz oranlarına geçişkenliği neredeyse tamdır. Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinin işaret ettiği rejim kayması tarihlerinin faiz oranı geçişkenliği katsayısını etkilememesi ve Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinin ön testinin bu testin kullanımının daha uygun olacağına işaret etmesi, çalışmada Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinin sonuçlarının dikkate alınması gerektiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla, bu çalışmadan elde edilen ampirik sonuçlar, Türkiye’de faiz oranı geçişkenliği mekanizmasının etkin olduğunu ve kısa vadeli faiz oranlarındaki bir değişimin Türkiye’de kredi faiz oranlarına güçlü bir biçimde aktarıldığını ortaya koymaktadır.

Çalışmadan elde edilen bulgular, Türk bankacılık sektörü için iki önemli çıkarım yapmayı sağlamaktadır. İlk olarak, Türkiye’de bankalararası rekabet hem ticari krediler hem de tüketici kredileri için oldukça yoğundur. İkinci olarak ise, Türk bankacılık sistemindeki bankalar asimetrik bilgiyi krediler için bir sorun olarak algılamamaktadır. Önceki bölümlerde açıklandığı üzere ters seçim ve ahlaki tehlike problemlerinden dolayı kayba uğramak istemeyen bankalar kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimleri kredi faiz oranlarına eksik yansıtmayı tercih edebilir. Türk bankacılık sektöründeki bankalar ise bu şekilde davranmayarak kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimleri kredi faiz oranlarına çok büyük ölçüde yansıtmaktadır.

Kaynakça

- Altavilla, C., Canova, F. ve Ciccarelli, M. (2020). Mending the Broken Link: Heterogeneous Bank Lending Rates and Monetary Policy Pass-Through. *Journal of Monetary Economics*, 110, 81-98.
- Andries, N. ve Billon, S. (2016). Retail Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area: An Empirical Survey. *Economic Systems*, 40, 170-194.
- Apergis, N. ve Cooray, A. (2015). Asymmetric Interest Rate Pass-Through in the US, the UK and Australia: New Evidence from Selected Individual Banks. *Journal of Macroeconomics*, 45, 155-172.
- Aristei, D. ve Gallo, M. (2014). Interest Rate Pass-Through in the Euro Area during the Financial Crisis: A Multivariate Regime-Switching Approach. *Journal of Policy Modeling*, 26, 273-295.
- Aydın, H.I. (2007). Interest Rate Pass-Through in Turkey. *CBRT Working Paper*. 07/05.
- Aysan, A.F., Fendoglu, S. ve Kilinc, M. (2014). Managing Short-Term Capital Flows in New Central Banking: Unconventional Monetary Policy Framework in Turkey. *Eurasian Economic Review*, 4, 45-69.
- Aysan, A.F., Fendoğlu, S. ve Kılınc, M. (2015). Macroprudential Policies as Buffer against Volatile Cross-Border Capital Flows. *CBRT Working Paper*, 14/04.
- Belke, A., Beckman, J. ve Verheyen, F. (2013). Interest Rate Pass-Through in the EMU-New Evidence from Nonlinear Cointegration Techniques for Fully Harmonized Data. *Journal of International Money and Finance*, 37, 1-24.
- Berentsen, A., Marchesiani, A. ve Waller, C.J. (2010). Channel Systems: Why is There a Positive Spread? *Institute for Empirical Research in Economics University of Zurich*, 517.
- Binici, M., Kara, H. ve Özlü, P. (2019) Monetary Transmission with Multiple Policy Rates: Evidence from Turkey. *Applied Economics*, 51(17), 1869-1893.
- Blot, C. ve Labondance, F. (2013). Business Lending Rate Pass-Through in the Eurozone: Monetary Policy Transmission Before and After the Financial Crash. *Economics Bulletin*, 33(2), 973-985.
- Borio, C. (1997). The Implementation of Monetary Policy in Industrial Countries: A Survey. *BIS Economic Papers*, 47.
- Byrne, D. ve Kelly, R. (2019). Bank Asset Quality & Monetary Policy Pass-Through. *Applied Economics*. 51(23), 2501-2521.

- Çağlarırnak-Uslu, N. ve Karahan, P. (2016). Para Politikasının Kredi Faiz Oranlarına Geçişkenliği Üzerine Dinamik Bir Analiz: Türkiye Örneği. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 23(3), 671-690.
- De Bondt, G. (2002). Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level. *ECB Working Paper*, 136.
- De Bondt, G.J. (2005) Interest Rate Pass-Through: Empirical Results for the Euro Area. *German Economic Review*, 6(1), 37-78.
- De Graeve, F., De Jonghe, O. ve Vennet, R.V. (2007). Competition, Transmission and Bank Pricing Policies: Evidence from Belgian Loan and Deposit Markets. *Journal of Banking & Finance*, 31(1), 259-278.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Doojav, G.O. ve Kalirajan, K. (2016). Interest Rate Pass-Through in Mongolia. *The Developing Economies*, 54(4), 271-291.
- Egert, B., Crespo-Cuaresma, J. ve Reininger, T. (2007). Interest Rate Pass-Through in Central and Eastern Europe: Reborn from Ashes Merely to Pass Away? *Journal of Policy Modeling*, 29(2), 209-225.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Esteve, V. ve Requeana, F. (2006). A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presence of Structural Change. *International Journal of The Economics of Business*, 13(1), 111-128.
- Gambacorta, L., Illes, A. ve Lombardi, M.J. (2015). Has the Transmission of Policy Rates to Lending Rates Changed in the Wake of the Global Financial Crisis? *International Finance*, 18(3), 263-280.
- Gregor, J. ve Melecky, M. (2018). The Pass-Through of Monetary Policy Rate to Lending Rates: The Role of Macro-Financial Factors. *Economic Modelling*, 73, 71-88.
- Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Havranek, T., Irsona, Z. ve Lesanovska, J. (2016). Bank Efficiency and Interest Rate Pass-Through: Evidence from Czech Loan Products. *Economic Modelling*, 54, 153-169.
- Hofmann, B. ve Mizen, P. (2004). Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail Rates. *Economica*, 71(281), 99-123.
- Hristov, N., Hülsewig, O. ve Wollmershauser, T. (2014). The Interest Rate Pass-Through in the Euro Area during the Global Financial Crisis. *Journal of Banking & Finance*, 48, 104-119.
- Illes, A., Lombardi, M. ve Mizen, P. (2015). Why Did Bank Lending Rates Diverge from Policy Rates after the Financial Crisis? *BIS Working Papers*, 486.
- Kahn, G.A. (2010). Monetary Policy under a Corridor Operating Framework. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 95, 5-34.
- Karagiannis, S., Panagopoulos, Y. ve Vlamis, P. (2010). Interest Rate Pass-Through in Europe and the US: Monetary Policy after the Financial Crisis. *Journal of Policy Modeling*, 32(3), 323-338.
- Kopecky, K.J. ve Van Hoose, D.D. (2012). Imperfect Competition in Bank Retail Markets, Deposit and Loan Rate Dynamics, and Incomplete Pass Through. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(6), 1185-1205.
- Kwapil, C. ve Scharler, J. (2010). Interest Rate Pass-Through, Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability. *Journal of International Money and Finance*, 29(2), 236-251.

- Liu, K. (2019). The Determinants of China's Lending Rates and Interest Rates Pass-Through: A Cointegration Analysis. *Research in Economics*, 73(1), 66-71.
- Mishkin, F.S. (1997). Strategies for Controlling Inflation. *NBER Working Paper*, 6122.
- Mishkin, F.S. ve Posen, A.A. (1997). Inflation Targeting: Lessons from Four Countries. *NBER Working Paper*, 6126.
- Mishkin, F.S. (2004). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets* (7. baskı). USA: The Addison-Wesley Series in Economics.
- Narayan, S. ve Narayan, P.K. (2004). Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation. *The Developing Economies*, 42(1), 95-112.
- Phillips, P.C. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55(2), 277-301.
- Phillips, P.C. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Robertson, M.L. (2016). Securitization and Financial Markets: The Implications for Interest Rate Pass-Through. *Journal of Financial Economic Policy*, 8(4), 472-498.
- Rocha, M.D. (2012). Interest Rate Pass-Through in Portugal: Interactions, Asymmetries and Heterogeneities. *Journal of Policy Modeling*, 34(1), 64-80.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions. *Econometric Theory*, 7(1), 1-21.
- Sander, H. ve Kleimeier, S. (2004). Convergence in Euro-Zone Retail Banking? What Interest Rate Pass-Through Tells Us about Monetary Policy Transmission, Competition and Integration. *Journal of International Money and Finance*, 23(3), 461-492.
- Sengupta, N. (2014). Interest Rate Pass-Through in India. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 7(1), 36-60.
- Stiglitz, J.E. ve Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Şahin, S. ve Çiçek, S. (2018). Interest Rate Pass-Through in Turkey during the Period of Unconventional Interest Rate Corridor. *Quantitative Finance and Economics*, 2(4), 837-859.
- Tsong, C.C., Lee, C.F., Tsai, L.J. ve Hu, T.C. (2016). The Fourier Approximation and Testing for the Null of Cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2019) "Elektronik Veri Dağıtım Sistemi", 2 Ekim 2019 tarihinde <https://evds2.tcmb.gov.tr/> adresinden erişildi.
- Van Leuvensteijn, M., Sorensen, C.K., Bikker, J.A. ve Van Rixtel, A.A. (2013). Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-Through in the Euro Area. *Applied Economics*, 45(11), 1359-1380.
- Verheyen, F. (2013). Interest Rate Pass-Through in the EMU—New Evidence Using the Nonlinear ARDL Framework. *Economics Bulletin*, 33(1), 729-739.
- Yildirim, D. (2012). Interest Rate Pass-Through to Turkish Lending Rates: A Threshold Cointegration Analysis. *ERC Working Papers in Economics*, 12(07).
- Yüksel, E. ve Özcan, K.M. (2013). Interest Rate Pass-Through in Turkey and Impact of Global Financial Crisis: Asymmetric Threshold Cointegration Analysis. *Journal of Business Economics and Management*, 14(1), 98-113.