

Yayın Geliş Tarihi: 30.11.2015
Yayın Kabul Tarihi: 22.05.2016
Online Yayın Tarihi: 22.12.2016

Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
Cilt:31, Sayı:2, Yıl:2016, ss. 29-58

Kredi Kanalı İle Aktarım: Bireysel Krediler Üzerine Bir Uygulama

Oğuz KARA¹

Neslihan Akın ÖZDEMİR²

Öz

Bu çalışmanın amacı, para politikalarının bireysel kredi arzı üzerindeki etkisini Türkiye örnekleminde hareketle kamu ve özel bankalar düzeyinde analiz etmektir. Türkiye’de faaliyet göstermekte olan kamu ve özel sermayeli mevduat bankalarının tamamı analize dahil edilerek 2003:01-2013:10 dönemini kapsayacak şekilde ARDL sınır testi ve VAR metodolojisi ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına bağlı olarak kamu ve özel sermayeli mevduat bankalarının kredi arzlarının para politikası aracı olan borç verme faiz oranlarından uzun dönemde negatif yönde etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Para politikası değişimlerinin kamu bankalarının bireysel kredi arzlarında 9 ay gibi bir süre ile etki ettiği bu sürenin özel sermayeli bankalarda daha kısa süreli olduğu görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Parasal Aktarım Mekanizması, Bireysel Kredi Kanalı, ARDL Sınır Testi, VAR Analizi*

JEL Sınıflandırma Kodları: *E42, E44, E51, E52*

Transmission Via The Credit Channel : An Application on Individual Credits

Abstract

The aim of this study is to analyse the effects of the money policies on individual credit supply on the level of private and public banks by considering the Turkey example. The public and private deposit banks which are operating in Turkey completely included in the analyse and, examined with ARDL bound test and VAR methodology covering the 2003:01-2013:10 period. Based on the results of the analysis, in longterm, it has been concluded that credit supply of public and private capital deposit banks have been negatively affected from lending interest rates as a monetary policy tool. It can be seen that the changes on the monetary policies effect the credit supplies of public banks for 9 months period and that duration is less on the private banks.

Keywords: *Monetary Transfer Mechanism, IndividualCredit Channel, ARDL Bound Test, VAR Analyse*

JEL Classification Codes: *E42, E44, E51, E52*

¹ Yrd. Doç. Dr., Düzce Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Bölümü, oguzkara@duzce.edu.tr

² Neslihan AKIN ÖZDEMİR, Düzce Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme ABD. Yüksek Lisans Öğrencisi , nes_kes@hotmail.com

1. GİRİŞ

Finansal sistemin gelişmesine bağlı olarak parasal aktarım mekanizmaları ve bu mekanizmaların reel ekonomi üzerindeki etkilerinin belirlenmesi önem kazanmıştır. Merkez bankaları açısından uygulanan politikaların ekonomi üzerindeki etkilerini doğru değerlendirebilmek, etkin para politikası araçlarını seçebilme ve hedefleri gerçekleştirme konusunda belirleyici bir rol oynamaktadır.

Parasal aktarım mekanizmaları, firma ve hane halkının tüketim kararları, yatırım kararları ve finansal araçları etkilemek suretiyle toplam talebi ve fiyatlar genel düzeyini etkileyen para politikası kanallarıdır (Dabla vd., 2006: 4). Bu kanallar geleneksel faiz oranı kanalı, varlık fiyatları kanalı (hisse senedi kanalı ve döviz kuru kanalı), kredi kanalı ve beklentiler kanalı olarak sıralanabilir (Mishkin, 2006:597-601).

Para politikası değişiklikleri, özellikle ticari bankaların kredi arzını etkilemektedir. Kredi arzındaki değişiklikler ise karar birimlerinin dış finansman primi üzerinde belirleyici rol oynamaktadır. Banka kredi arzının herhangi bir nedenle kesintiye uğraması halinde, bankaya bağımlı borçlular fon ihtiyaçlarını karşılamak için yeni bir kreditör bulmak vb. maliyetlere katlanmak zorunda kalmaktadırlar (Gündüz, 2001: 16).

Türkiye’de bankacılık sektörünün derinliği ve aracılık fonksiyonunun önemi, banka kredileri kanalıyla aktarım mekanizmasının incelenmesini gerekli kılmaktadır. Türkiye özelinde bireysel kredilerin artış oranı ve finansal istikrar üzerindeki olası etkileri 2014 yılı başından itibaren önem kazanmıştır. Bu nedenle TCMB tarafından alınan ihtiyati önlemler bireysel krediler üzerine yoğunlaşmıştır.

Parasal aktarım mekanizması konusunda yapılan teorik ve uygulamalı çalışmaların büyük bir çoğunluğu, toplam banka kredileri büyüklüğünün ve bu büyüklüğün reel ekonomi üzerindeki etkilerini incelenmesinden oluşmaktadır. Bu çalışma, banka kredi kanalıyla parasal aktarım mekanizmasını daha spesifik bir

boyutta ele alarak yalnız bireysel kredi arzını ele almaktadır. Para politikası araçlarından olan borç verme faiz oranındaki değişimlerin bankaların bireysel kredi arzlarına etki edip etmediği, bu etkinin süresi ve kamu - özel banka ayrımının etkili olup olmadığını belirlenerek literatürdeki uygulamalı çalışmalara katkı sağlamak amaçlanmıştır. Uygulamalı literatür çalışmalarının çok büyük bir kısmının toplam krediler veya ticari kredileri üzerinde yoğunlaşmış olması dikkate alındığında çalışmanın uygulamalı literatürün çeşitliğini artırma konusunda katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

2. TEORİK ÇERÇEVE: BANKA KREDİLERİ KANALI İLE AKTARIM

Kredi kanalı teorisi, para politikasının faiz oranları üzerindeki doğrudan etkisi ile firmaların dış kaynak maliyeti ile iç kaynak maliyeti arasındaki fark olan dış finansman priminde meydana getireceği endojen değişimler üzerine yoğunlaşmaktadır. Dış finansman priminin büyüklüğü, borç verenlerin elde edecekleri beklenen getiriler ile potansiyel borçluların katlanacakları maliyetler arasında dengesizlik yaratarak, kredi piyasasında aksaklıklara yol açmaktadır. Kredi kanalı yaklaşımına göre açık piyasa faiz oranlarını yükselten ya da düşüren para politikasındaki bir değişim, dış finansman primini de aynı yönde değiştirme eğilimindedir. Para politikasının dış finansman primi üzerindeki bu etkisinden dolayı para politikasının borçlanma maliyeti üzerindeki etkisi ve sonuç olarak reel harcamalar ve aktiviteler üzerindeki etkisi artmaktadır (Bernanke ve Gertler, 1995:27-28).

Merkez bankası tarafından alınan tedbirlerin, kredi piyasalarındaki dış finansman primi üzerinde nasıl etkili olduğu iki olası mekanizma ile açıklanabilir. Bunlardan ilki bilanço kanalı iken diğeri banka kredi kanalıdır. Bilanço kanalı; para politikası değişikliklerinin borçluların net değer, nakit akışı ve likit varlıklar gibi değişkenleri de içeren bilanço ve gelir tablosu üzerindeki olası etkilerini açıklamaktadır. Banka kredi kanalı ise para politikası faaliyetlerinin bankaların (mevduat olarak para yatırılabilen işletmeler) kredi arzı üzerindeki olası etkilerine odaklanmaktadır (Bernanke ve Gertler, 1995:29).

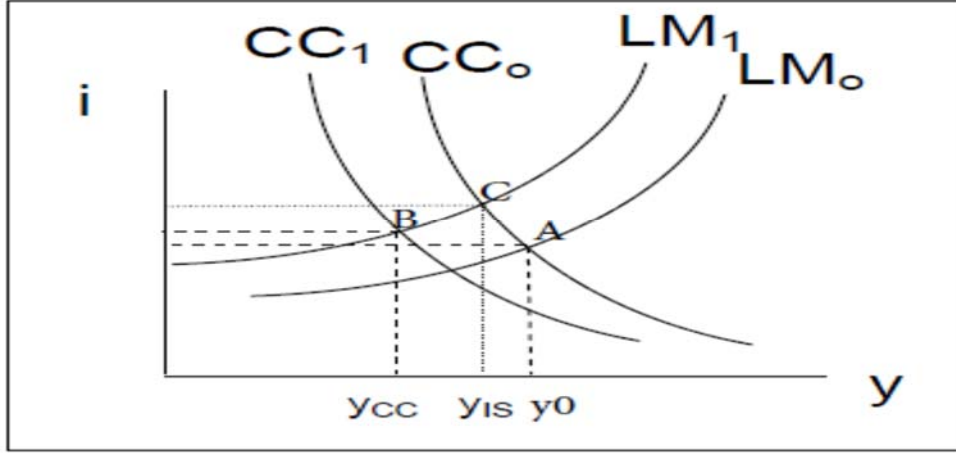
O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

Parasal aktarımın banka kredi kanalı aşağıdaki gibi çalışmaktadır. Genişletici para politikası banka rezervleri ve mevduatlarını artırarak bankaların verebilecekleri kredilerinin miktarını artırır. Kredilerdeki bu artış ise başta yatırım olmak üzere toplam harcamaları arttırmaktadır (Mishkin, 1996: 9).

$$M \uparrow \rightarrow \text{Banka Mevduatları} \uparrow \rightarrow \text{Banka Kredileri} \uparrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

Banka kredi kanalının önemi iki faktöre göre belirlenir. Bunlar para politikasının bankaların kredi arzını etkileme gücü ve borçluların banka kredilerine bağımlılığıdır. Para politikasının bankaların kredi arzı üzerindeki etkisi bankacılık sektörünün karakteristiğine bağlıdır. Zayıf bir bankacılık sistemine sahip olan ve doğrudan sermaye erişimi zayıf olan ülkelerde para politikasındaki değişimlere piyasa daha büyük hassasiyet göstermektedir. Buna karşılık büyük ölçekli ve sağlıklı bankalara ve gelişmiş sermaye piyasalarına sahip ülkelerde ise para politikasındaki değişikliklere piyasalar daha az duyarlıdır. Dolayısıyla banka ölçeği, piyasa yoğunlaşması, sermaye büyüklüğü ve toplam aktifler arasındaki likit aktiflerin payı para politikasının kredi arzı üzerindeki etkisini belirlemede önemli değişkenlerdir.(Cecchetti, 1999:2; Juks, 2004:12). Düşük sermaye piyasası kapitalizasyonu banka aktifleri ve kredileri ile kıyaslandığında daha yüksek banka bağımlılığı ve daha güçlü banka kredi kanalı anlamına gelmektedir. (Benkovskis, 2008:7).

Banka kredi kanalını Bernanke ve Blinder'in (1988) CC-LM modeli ile ifade etmek mümkündür. Bernanke ve Blinder'in tam ikame ilişkisi ve kredi tayinlemesini terk ederek geliştirdikleri modellerinde, para, tahvil ve kredi olmak üzere üç varlık bulunur. Bu modelde IS eğrisinin yerini CC (mal ve kredi) eğrisi almaktadır. CC eğrisi de IS eğrisi gibi negatif eğimlidir ancak IS eğrisinden farklı olarak para politikası ve kredi piyasasındaki şoklar karşısında yer değiştirir. Bu analizde IS-LM analizinden farklı olarak LM ile birlikte CC eğrisi de kaymakta ve bunun sonucunda da para politikasının etkisi artmaktadır (Bernanke ve Blinder, 1988:436-437).



Şekil 1. Daraltıcı Para Politikası

Kaynak: Bajec ve Lambsdorff, 2006:5.

Yukarıdaki şekilde ekonomi başlangıçta A noktasında dengede iken daraltıcı bir para politikası sonucunda CC_0 eğrisi sola kayarak CC_1 eğrisi halini, LM_0 eğrisi de aynı şekilde sola kayarak LM_1 eğrisi halini alır. Bu durumda yeni denge noktası B noktası olacaktır. Yeni denge noktasında GSYH y_{cc} olacaktır. CC_0 eğrisini IS eğrisi olarak düşünürsek para politikasındaki değişiklik LM_0 eğrisini şekilde sola kaydırarak LM_1 eğrisi halini almasını sağlayacak fakat IS eğrisinin yerini değiştirmeyecektir. Bu durumda denge noktası, A noktasından C noktasına kayacaktır. Yeni denge noktasında GSYH y_{is} kadar olacaktır. Sonuç olarak IS-LM modeli ile kıyaslandığında daraltıcı bir para politikası neticesinde GSYH, IS-LM modeline göre daha fazla azalmaktadır (Bajec ve Lambsdorff, 2006:4-5).

Kashyap ve Stein'e (1993:8-9) göre Bernanke ve Blinder tarafından geliştirilen bu modelin parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalı olarak geçerli olabilmesi için aşağıdaki üç şartı taşıması gerekmektedir:

- Bazı firmaların bilançolarının pasifinde yer alan aracılık kredileri ile açık piyasa tahvilleri arasında tam ikame olmamalıdır. Böylece bu firmalar

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

kamu sektöründe yer alan hane halkı sektöründen doğrudan borçlanarak kredi arzında meydana gelebilecek bir azalmayı telafi edemeyeceklerdir.

- Merkez bankası aracılık kredilerinin arzını, bankacılık sistemi içindeki mevcut rezervlerin miktarını değiştirerek etkileyebilmelidir. Eğer bu şart sağlanmazsa aracı kurumlar arbitraj yapacaklardır.
- Fiyat yapışkanlığı olmalıdır. Eğer fiyat yapışkanlığı olmazsa nominal rezervlerdeki değişiklik fiyatlarda da aynı oranda bir değişikliğe neden olarak banka ve firmaların bilançolarında reel anlamda bir değişikliğe neden olmaz. Bu durumda hem kredi kanalında hem de geleneksel para kanalında para politikalarının reel bir etkisi olmayacaktır.

3. LİTERATÜR

Banka kredi kanalı ile parasal aktarım mekanizmasına yönelik olarak yerli ve yabancı uygulamalı literatürde çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmaların çok büyük bir kısmı para politikalarının bankaların toplam kredileri veya ticari kredi arzları üzerindeki etkilerine yöneliktir. Farklı ülke ve ülke gruplarına ait seçilmiş uygulamalı çalışmaların bir kısmı aşağıda sıralanmıştır.

Yabancı literatür incelendiğinde çalışmaların büyük bir kısmında banka kredi kanalıyla aktarım mekanizmasının çalıştığı, para politikasının mevduat hacmini daralttığı, bankaların kısa vadede mevduat hacmindeki azalmaya menkul kıymet satarak tepki gösterdikleri bulgularına ulaşılmıştır (Bernanke ve Blinder 1992; Hülsewig vd., 2001; Takeda vd., 2005; Alfaro vd., 2003; Westerlund 2003; Holtemöller 2002; Ahmed ve Islam 2004; Hsing 2014; Fuinhas 2006;; Aban 2013; Erdoğan ve Beşballı 2009; Sun vd., 2010; Juks 2004). Ayrıca çalışmaların büyük bir kısmında likidite ve sermayesi düşük bankalar arasında kredi kanalı ile aktarımın daha belirgin olduğu vurgulanmıştır.

Yerli literatür incelendiğinde daraltıcı para politikalarının bankaların kredi arzlarını azalttığı ve bu azalmanın menkul kıymet portföylerine oranla daha belirgin olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır (Gündüz, 2001; Cengiz ve Duman 2008;

Adanur Aklan ve Nargeleçekenler 2008; Erdoğan ve Beşballı, 2009; Alper ve diğerleri 2012) Bunun yanı sıra Türkiye ekonomisi için banka kredi kanalının varlığına ilişkin herhangi bir potansiyel bulguya ulaşamadığına yönelik çalışmalarda mevcuttur (Çavuşoğlu, 2002; Örnek 2009)

4. YÖNTEM

Kredi kanalıyla aktarım mekanizmasının hesaplanılmasına yönelik olarak teorik ve uygulamalı literatürden hareketle iki alt model kurgulanmıştır. İlk modelde para politikalarının kredi kanalıyla reel ekonomiye geçişini temsilen kamu bankaları referans alınmış iken ikinci modelde söz konusu aktarımın özel sermayeli mevduat bankaları üzerinden nasıl gerçekleşeceği kurgulanmıştır. İki model ile banka kredileri kanalı ile aktarımın sürecinde, para politikalarının banka türleri üzerinde farklı etkileri olup olmadığı belirlenmesi amaçlanmıştır. Kurgulanan modeller aşağıdaki gibidir:

$$L_{tkk\text{özel}} = \beta_0 + \beta_1 R_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$L_{tkk\text{kamu}} = \beta_0 + \beta_1 R_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıda kurulan modeller ARDL sınır testi ve VAR sistem yaklaşımı yöntemleri ile analiz edilmişlerdir. Söz konusu test yöntemlerinin temel çalışma algoritmaları kısaca şu şekilde açıklanabilir.

Zaman serisi ekonometrisi yaklaşımında ele alınan modellerde değişkenlerin durağan olduğu varsayılır. Bu, etkin ve tutarlı tahminler için gerekli bir varsayımdır (Kara vd., 2012: 84). Zaman serilerinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zamana bağlı olarak değişmemekle birlikte serinin dağılımı da zaman içinde değişmiyorsa zaman serisi güçlü durağan olarak ifade edilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 59).

Seriler arası uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için geliştirilen Engle ve Granger (1987) yöntemi ve Johansen ve Juselius (1990) koentegrasyon testinde kullanılacak tüm serilerin aynı düzeyde durağan olmasını gerektirmektedir.

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

Kullanılan seriler farklı durağanlık derecelerinde ise bu testler güvenilirliğini yitirmektedir (Özşahin, 2012:394).

Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) bütünleşme dereceleri farklı olan serilere koentegrasyon yönteminin uygulanabilmesine olanak sağlayan ARDL yaklaşımını geliştirmişlerdir. Bu yaklaşım modeldeki serilerin I(2) olması dışında, bütünüyle I(0) veya I(1) olup olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Ayrıca, sınır testi küçük örneklem için de oldukça etkindir (Altıntaş, 2013:273).

Sınır testi için Olağan En Küçük Kareler (OEKK) yöntemi ile bir kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin (Unrestricted Error Correction Model, UECM) tahmin edilmesi gerekir (Uluyol vd., 2014:76). Bu mekanizmanın çalışmamızda kamu sermayeli bankalara uyarlanmış şekli trendsiz (eşitlik 3) ve trendli (eşitlik 4) olmak üzere aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Ltkkkamu_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Ltkkkamu_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta R_{t-i} + \beta_3 Ltkkkamu_{t-1} + \beta_4 R_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Ltkkkamu_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta Ltkkkamu_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta R_{t-i} + \beta_4 Ltkkkamu_{t-1} + \beta_5 R_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemlerde m optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Sınır testinin uygulanabilmesi için öncelikle, OEKK yöntemiyle yukarıda yer alan UECM'ler tahmin edilirken gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir (Şahinoğlu vd., 2010:36). Ayrıca sınır testinin geçerliliği için hata terimleri arasında ardışık bağımlılık olmaması gerekir (Pesaran vd., 2001:311).

Değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin varlığını test etmek için bağımsız ve bağımlı değişkenlerin tahmininde yer alan birinci dönem gecikmelerine Wald testi uygulanır. Bu test için sıfır hipotezi

Eşitlik 3 için

$$H_0 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (5)$$

Eşitlik 4 içinse

$$H_0 = \beta_4 = \beta_5 = 0 \quad (6)$$

şeklinde kurulur. Wald testi sonucunda elde edilen F istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından oluşturulan tablodaki alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği kritik değerler arasında yer alıyorsa herhangi bir kesin yorum yapılamaz. Eğer hesaplanan F istatistiği kritik alt sınır değerinden küçükse değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilemez..Son olarak, hesaplanan F istatistiği kritik üst sınır değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilerek değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı kabul edilir (İrhan vd., 2011:52).

Değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi tespit edilirse uzun ve kısa dönemli ilişkileri belirlemek için ARDL modeli kurulmaktadır (Uluyol vd., 2014:77). Çalışmamıza uyarlanmış uzun dönem denklemleri aşağıdaki gibidir:

Eşitlik 3 için Uzun Dönem Denklemi

$$Ltkkkamu_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} Ltkkkamu_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} R_{t-i} + u_t \quad (7)$$

Eşitlik 4 için Uzun Dönem Denklemi

$$Ltkkkamu_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} Ltkkkamu_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} R_{t-i} + u_t \quad (8)$$

ARDL yönteminde uzun dönemli katsayıların tahmininde $(p+1)^k$ sayıda regresyon her bir değişkenin optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi için tahmin edilir. Burada p maksimum gecikme uzunluğunu k ise denklemdaki değişken sayısını göstermektedir (Hossain, 2008:307). Kısa dönem dinamiklerinin

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

ARDL özellikleri ise aşağıdaki biçimde bir hata düzeltme modeli oluşturularak elde edilebilir (Duasa, 2007:26):

Eşitlik 3 İçin Hata Düzeltme Denklemi

$$\Delta Ltkkkamu_t = \beta_0 + \beta_1 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta Ltkkkamu_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta R_{t-i} + u_t \quad (9)$$

Eşitlik 4 İçin Hata Düzeltme Denklemi

$$\begin{aligned} \Delta Ltkkkamu_t = & \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{3i} \Delta Ltkkkamu_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta R_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (10)$$

Eşitlik 3 ve 4 için hata düzeltme denklemlerinde yer alan ECM_{t-1} değişkeni uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısının negatif olması beklenir. (Hasan ve Nasir, 2008:510; Budha, 2012:4).

ARDL modelinin uygunluğunu belirlemek için tanısal testler ve istikrar testleri yapılır. Bu tanısal testlerle modelle ilgili otokorelasyon, fonksiyonel biçim, normallik ve değişen varyans durumu incelenir. İstikrar testleri ardışık hataların kümülatif toplamı (CUSUM) ve ardışık hata karelerinin kümülatif toplamı (CUSUMQ) kullanılarak yapılır (Shahbaz vd., 2008:188; Ghafoor vd., 2014:90).

Modelde kullanılan diğer bir yöntemde VAR analizidir. İktisadi değişkenler, karşılıklı olarak sürekli bir etkileşim halinde olduklarından değişkenleri tek denklemlerle incelemek yeterli olmayabilir. Bu durum değişkenlerin eşanlı denklemlerle incelenmesi gereğini ortaya koymaktadır (Bozkurt, 2013:77). Fakat eşanlı denklemlerde, içsel-dışsal değişken problemi yaşanmaktadır. Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR modelleri, bu problemi ortadan kaldırmaktadır (Keating, 1990'dan aktaran: Göçer, 2013:228).

VAR modeli, kesin bir biçimde içsel ve dışsal değişken ayrımı yapmadan seçilen tüm değişkenleri birlikte ele alarak bir sistem bütünlüğü içinde inceler (Özgen ve Güloğlu, 2004:95).

İki değişkenli standart bir VAR modeli aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} x_{t-i} + v_{1t} \quad (11)$$

$$x_t = \gamma_1 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} x_{t-i} + v_{2t} \quad (12)$$

Yukarıdaki denklemlerde x_t ve y_t birbiriyle etkileşimli değişkenleri, p gecikme uzunluklarını, u ise ortalaması sıfır, oto korelasyonsuz ve varyansları sabit, normal dağılıma sahip rassal hata terimlerini ifade etmektedir (Çelik vd., 2013:172).

Değişkenler arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişkisinin olup olmadığı koentegrasyon testi ile incelenmektedir. Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilmiş olan Johansen koentegrasyon analizi aynı dereceden durağan olan serilerin denklem sistemi, sistem içindeki her değişkenin düzey ve gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR analizine dayanmaktadır (Tarı ve Yıldırım, 2009:100; Sandalcılar, 2012:7-8).

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edildikten sonra kısa dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı Granger nedensellik testiyle incelenebilir (Mucuk ve Alptekin, 2008:167). Bu test aşağıdaki gibi bir VAR modelinin tahminine dayanmaktadır (Şentürk ve Dücan, 2014:73).

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m b_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \mu_t \quad (14)$$

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

Burada α_0 ve β_0 parametreleri sabit terimleri ifade etmektedir. Nedensellik, yukarıdaki eşitliklerin tahmin edilmesi ve aşağıdaki sıfır hipotezinin alternatif hipotez karşısında test edilmesiyle belirlenebilir (Afzal ve Hussain, 2010:135).

$$H_0 = b_j = d_j = 0 \quad (15)$$

$$H_1 = b_j \neq d_j \neq 0 \quad (16)$$

Yukarıdaki eşitliklerin kullanılmasıyla üç çeşit nedensellik ilişkisi ortaya çıkabilir: Eğer b_j ya da d_j istatistiki olarak anlamlıysa X'den Y'ye ya da Y'den X'e doğru tek yönlü nedensellik vardır. Eğer hem b_j hem de d_j istatistiki olarak anlamlıysa iki yönlü nedensellik vardır. Eğer hem b_j hem de d_j istatistiki olarak anlamlı değilse X ve Y birbirinin nedeni değildir sonucuna ulaşılır (Afzal ve Hussain, 2010:135).

5. VERİ SETİ VE TANIMLARI

Banka kredi kanalı ile aktarım mekanizmasını ölçmeye yönelik olarak kamu ve özel bankaların bireysel kredi arzları değişkenleri ve TCMB gecelik borç verme faiz oranı değişkenleri kullanılmıştır. Tüm değişkenleri ikincil veri tabanı kullanılarak elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişken tanımları şu şekilde ifade edilebilir.

Kamu bankalarının verdiği bireysel krediler (Ltkkamu) ve Özel bankalarının verdiği bireysel krediler (Ltközel) değişkeni tüketici kredileri (dövize endekli tüketici kredileri dahil) ile bireysel kredi kartları toplanarak elde edilmiştir. Tüketici kredilerinin içinde taşıt, konut, ihtiyaç ve diğer tüketici kredileri yer almaktadır. Bireysel krediler değişkeni BDDK interaktif bülteninden, ve TÜİK banka istatistiklerinden elde edilmiştir. Bireysel krediler TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi) endeksi ile reel hale dönüştürülmüştür. TÜFE endeksi TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu)'ten elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan bir değişken TCMB gecelik borç verme faiz oranı (R) (üst limit) değişkenidir. Borç verme faiz oranı nominal değişken olup para politikası araç değişkeni olarak seçilmiştir. Gecelik borç verme faiz oranı değişkeni Kalkınma Bakanlığı istatistiklerinden ve TCMB istatistiklerinden elde edilmiştir.

Değişkenler kamu ve özel sermayeli mevduat bankaları için 2003:01 – 2013:10 dönemi aylık verilerini kapsamaktadır. İnceleme dönemi aralığı söz konusu veri setinin yayınlanma süreleri referans alınarak belirlenmiştir. Bireysel kredi ve borç verme faiz oranı değişkenlerin zaman içerisindeki yapısal kırılmaları Bai-Perron Multiple breakpoint testi ile tespit edilmiş ve analiz aşamasında kırılma dönemlerini dikkate alan kukla değişkenler eklenmiştir. Her bir kırılma dönemini göstererek kukla değişkenler kırılma öncesi 0 kırılma sonrası 1 olacak şekilde modele dahil edilmiştir.

6. UYGULAMA SONUÇLARI

Banka kredileri kanalıyla aktarım mekanizması çerçevesinde kamu ve özel sermayeli mevduat bankalarının bireysel kredi arzları ile para politikası değişiklikleri arasındaki ilişkiyi belirlemeye yönelik kurgulanan iki model VAR ve ARDL sınır testi yaklaşımlarıyla analiz edilmiştir. Kamu ve özel sermayeli mevduat bankalarına ilişkin analiz sonuçları aşağıda ayrı ayrı raporlanmıştır.

6.1. Kamu Sermayeli Mevduat Bankalarına İlişkin Uygulama Sonuçları

Merkez bankası borç verme faiz oranı ile kamu sermayeli mevduat bankalarının bireysel kredileri arasındaki ilişki belirlenmeden önce serilerin durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Kullanılacak değişkenlerin durağanlık durumlarının incelenmesi için ADF birim kök testi kullanılmış olup test sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

Tablo 1. Kamu Sermayeli Mevduat Bankaları İçin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF- t istatistiği (Düzy)		ADF- t istatistiği (Birinci Fark)		Bütünleşme Dereceleri
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
Ltkkkamu	-4.1141 (4)	-3.13059 (4)	-4.090418 (3)	-5.33752 (3)	I(1)
R	-4.37687 (1)	-4.153003 (1)	-7.58184 (0)	-8.08888 (0)	I(0)
Anlamlılık Düzeyi	1%	-3.48331	-4.03311	-3.483312	-4.03311
	5%	-2.88467	-3.44617	-2.884665	-3.44617
	10%	-2.57918	-3.14805	-2.57918	-3.14805

Not: Parantez içindeki değerler AIC'ye göre belirlenen optimal gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 1'de görüldüğü üzere Ltkkkamu değişkeni birinci dereceden I(1) bütünleşikken R ise sıfırıncı dereceden I(0) bütünleşiktir. Seriler aynı dereceden durağan olmadıklarından koentegrasyon ilişkisi için Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır.

ARDL denklemi kurulmadan önce Kamu sermayeli mevduat bankaları için kurulan modelin SIC'e göre uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Bu gecikme uzunluğunda % 5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyona (Breusch-Godfrey Otokorelasyon testine göre) rastlanmamıştır. Uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisi araştırılmıştır

Tablo 2. Kamu Sermayeli Mevduat Bankaları İçin Eşitlik 4'e Ait Sınır Testi Sonuçları

K	F İstatistiği	%10 Anlamlılık Düzeyi İçin Kritik Değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
1	6.804012	5.59	6.26

Not: k Modeldeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'deki Tablo C1(v) Case V'den alınmıştır.

Tablo 2'de görüldüğü üzere hesaplanan F istatistiği %10 anlamlılık düzeyinde Pesaran'ın üst kritik değerini aştığı için değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkileri

tespit edildiği için uzun ve kısa dönem ilişkilerin belirlenmesi için ARDL modeli kurulmuştur. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin incelenmesi için kurulan ARDL model sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 3. Kamu Sermayeli Mevduat Bankaları İçin Eşitlik 4'ün ARDL(5,7,6) Tahmin Sonuçları

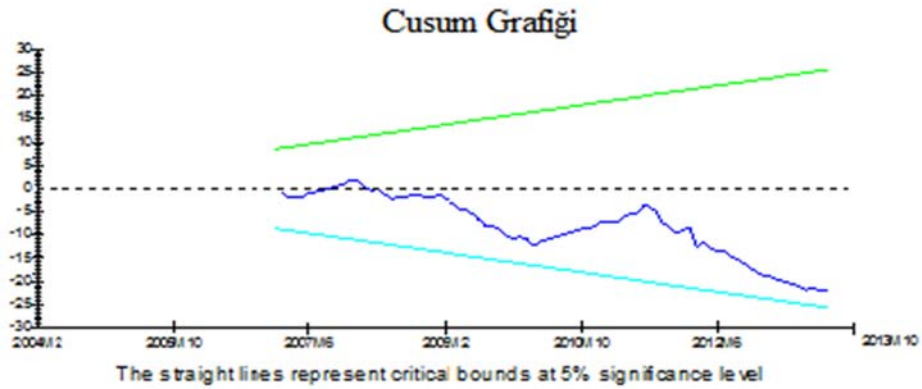
Değişkenler	Tahmin Edilen Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Ltkkkamu 1(-1)	1.1905	0.096025	12.3975	0.000
Ltkkkamu 1(-2)	-0.010151	0.13115	-0.774	0.441
Ltkkkamu 1(-3)	-0.087579	0.13083	-0.6694	0.505
Ltkkkamu 1(-4)	-0.32115	0.13104	-2.4507	0.016
Ltkkkamu 1(-5)	0.21853	0.082403	2.652	0.009
R	1.0743	0.24476	4.3892	0.000
R(-1)	-0.71006	0.42233	-1.6813	0.096
R(-2)	-0.62098	0.4734	-1.3117	0.193
R(-3)	-0.3637	0.47026	-0.77341	0.441
R(-4)	0.71049	0.44065	1.6124	0.11
R(-5)	0.65292	0.43645	1.496	0.138
R(-6)	-1.9861	0.44911	-4.4224	0.000
R(-7)	1.0395	0.31542	3.2955	0.001
RD2	-0.19956	0.13816	-1.4445	0.152
RD2(-1)	0.11511	0.17281	0.66609	0.507
RD2(-2)	0.27013	0.17024	1.5867	0.116
RD2(-3)	-0.13668	0.16712	-0.81787	0.415
RD2(-4)	-0.23442	0.16625	-1.41	0.162
RD2(-5)	0.56973	0.16766	3.3981	0.001
RD2(-6)	-0.24164	0.13072	-1.8485	0.068
C	0.43847	0.14133	3.1024	0.003
T	0.001412	4.86E-04	2.9064	0.005

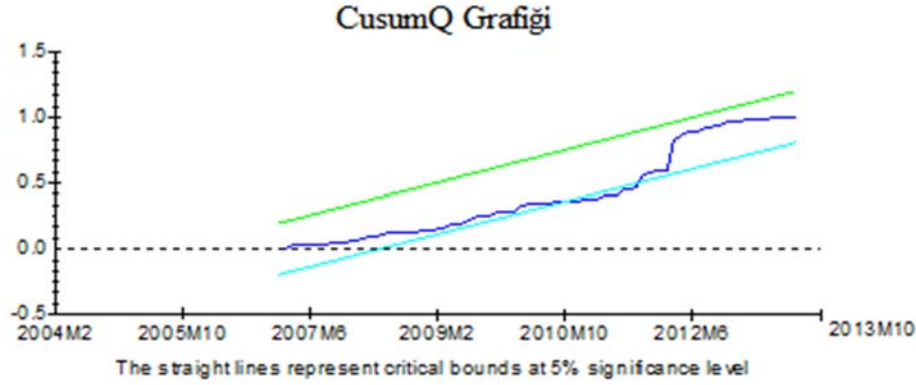
O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

Tanısal Test Sonuçları			
R ²	0.99931	DW	2.0705
R ²	0.99916	Ardışık Bağımlılık	9.7018 [0.642]
S.E	0.020473	RamseyReset	2.1069 [0.147]
AIC	279.1406	Normallik	278.605 [0.000]
F(21,95)	6545	Değişen Varyans	2.2756 [0.131]

Yukarıdaki ARDL modelinde değişen varyans sorunuyla karşılaşılmış ve bu sorun RD2 değişkeninin modele eklenmesiyle çözülmüştür. RD2 kukla değişken olup çoklu yapısal kırılma testi sonucunda belirlenen (2003:01-2006:06 ayları için 0, 2006:07-2013:10 ayları içinse 1) değerlerini almaktadır. RD2 ise D2 kukla değişkeninin faiz oranı değişkeni olan R ile çarpılmasıyla elde edilmiştir.

Yapısal kırılma hakkında bilgi edinmek için CUSUM ve CUSUM Q grafiklerine başvurulmuştur.





Şekil 2. ARDL(5,7,6) Modelinin Yapısal Kırılmalarına İlişkin CUSUM Grafikleri

Şekil 2’de Cusum ve CusumQ grafiklerinin istatistikleri % 5 anlamlılık seviyesinin kritik sınırları içinde kalmaktadır. CusumQ grafiğinde çok ufak bir sapma gözlenmekle birlikte seri güven aralığına dönme eğiliminde olduğundan bu sapma göz ardı edilebilir düzeyde olduğu anlaşılmaktadır. Değişkenlerde bir kırılma gözlenmemesi nedeniyle model, kırılmayı ifade eden herhangi bir yapay değişken kullanılmadan tahmin edilecektir.

Tablo 3’te yer alan ARDL (5,7,6) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayılarına Tablo 4’da yer verilmiştir.

Tablo 4’daki sonuçlar faiz oranı ile kamu sermayeli mevduat bankalarının verdiği bireysel krediler arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğu göstermektedir. Faiz oranı değişkeninin katsayısı negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 4. Kamu Sermayeli Mevduat Bankaları İçin Eşitlik 4’e Göre Faiz Oranı Üzerindeki Artışın Bireysel Krediler Üzerine Uzun Dönem Etkileri

Değişkenler	Uzun Dönem Katsayısı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
R	-2.0125	0.87995	-2.2870	0.024
RD2	1.4093	0.39546	3.5638	0.001
C	4.3312	0.21399	20.2406	0.000
T	0.013948	0.0015261	9.1398	0.000

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo 5. Kamu Sermayeli Mevduat Bankaları İçin Eşitlik 4'e Göre Faiz Oranı Üzerindeki Artışın Bireysel Krediler Üzerine Kısa Dönem Etkileri

Değişkenler	Kısa Dönem Katsayısı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Δ Lt_kk_kamu 11	0.29171	0.085017	3.4312	0.001
Δ Lt_kk_kamu 12	0.1902	0.083304	2.2832	0.025
Δ Lt_kk_kamu 13	0.10262	0.086104	1.1918	0.236
Δ Lt_kk_kamu 14	-0.21853	0.082403	-2.652	0.009
ΔR	1.0743	0.24476	4.3892	0.000
$\Delta R1$	0.56795	0.35409	1.6039	0.112
$\Delta R2$	-0.053032	0.35154	-0.15086	0.88
$\Delta R3$	-0.41674	0.34305	-1.2148	0.227
$\Delta R4$	0.29376	0.315	0.93255	0.353
$\Delta R5$	0.94667	0.31047	3.0491	0.003
$\Delta R6$	-1.0395	0.31542	-3.2955	0.001
$\Delta RD2$	-0.19956	0.13816	-1.4445	0.152
$\Delta RD21$	-0.22713	0.14259	-1.5929	0.114
$\Delta RD22$	0.043004	0.14164	0.30362	0.762
$\Delta RD23$	-0.093681	0.13409	-0.69866	0.486
$\Delta RD24$	-0.3281	0.12998	-2.5241	0.013
$\Delta RD25$	0.24164	0.13072	1.8485	0.068
ΔC	0.43847	0.14133	3.1024	0.003
ΔT	0.001412	4.86E-04	2.9064	0.005
ecm(-1)	-0.10123	0.03266	-3.0997	0.003
ecm = Lt_kk_kamu1 + 2.0125*R -1.4093*RD2 -4.3312*C -0.013948*T				
R ²	0.6255	AIC	279.1406	
R ⁻²	0.54272	F(19,97)	8.3513	
S.E	0.020473	DW	2.0705	

Tablo 5'de hata düzeltme teriminin (ecm) işareti beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmış olup çok yüksek bir değere sahip değildir. Kamu

sermayeli mevduat bankaları için eşitlik 4'e göre, faiz oranının %1'lik artışı kamu sermayeli mevduat bankalarının verdiği bireysel kredileri bir önceki dönemin dengeden uzak değerinin %10.123'ü ölçüsünde dengeye yaklaştıracaktır.

Eşitlik 4'te $1 / 0.10123 = 9.8784$ sonucu değerlendirildiğinde herhangi bir dengeden sapma durumunun yaklaşık 10 ay gibi bir süre sonra düzelebileceğini söylemek mümkündür. Bu sonuçlara göre Merkez Bankası'nın belirlediği borç verme faiz oranları ile kamu sermayeli mevduat bankalarının verdiği bireysel krediler arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

6.2. Özel Sermayeli Mevduat Bankalarına İlişkin Uygulama Sonuçları

Çalışmada kullanılan zaman serilerinin durağanlık sınamaları Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF birim kök testi ile yapılmıştır.

Tablo 6. Özel Sermayeli Mevduat Bankaları İçin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF- t istatistiği (Düzye)		ADF- t istatistiği (Birinci Fark)		Bütünleşme Dereceleri
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
Ltkközel	-4.40255 (2)	-3.972 (1)	-3.10061 (2)	-3.98025 (2)	I(0)
R	-4.37687 (1)	-4.153003 (1)	-7.58184 (0)	-8.08888 (0)	I(0)
Anlamlılık Düzeyi	1%	-3.48245	-4.031	-3.48288	-4.0325
	5%	-2.88429	-3.445	-2.88448	-3.44588
	10%	-2.57898	-3.148	-2.57908	-3.14788

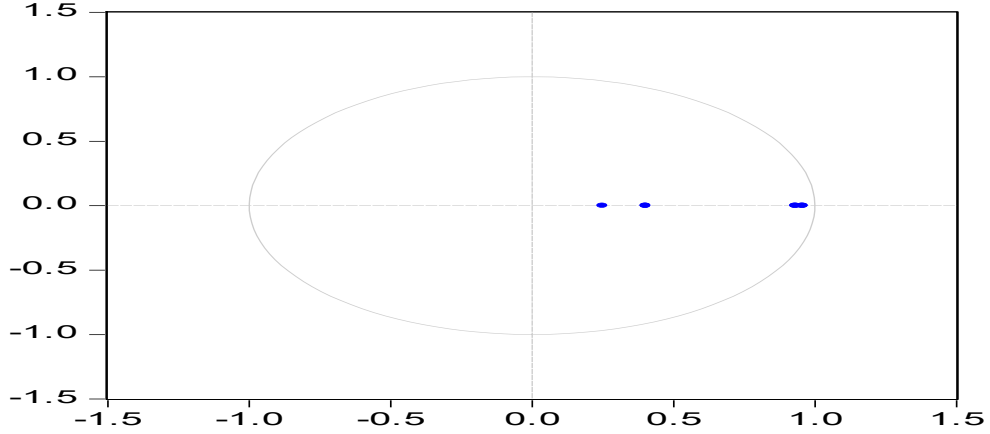
Not: Parantez içindeki değerler AIC'ye göre belirlenen optimal gecikme uzunluklarıdır.

Özel sermayeli mevduat bankaları için her bir değişkene ait bütünleşme dereceleri ve birim kök test değerleri Tablo 6'de yer almaktadır. Her iki değişken sıfıncı dereceden I(0) bütünleşiktir. Bu nedenle ikinci modelde söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemek için Johansen koentegrasyon metodolojisi kullanılmıştır.

VAR modelinin tahmin edilebilmesi için önce modelin optimal gecikme uzunluğunun 2 olduğuna karar verilmiştir. 2 gecikmeli VAR modeli tahmin

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

edilerek modelin istikrarlı olup olmadığı birim çember analizi çerçevesinde değerlendirilmiştir. Elde edilen sonuç Şekil 3'te gösterilmektedir.



Şekil 3. AR Karakteristik Polinomun Ters Köklerinin Birim Çember İçerisindeki Konumu

AR karakteristik polinomunun ters köklerinin hiçbirinin birim çember dışında yer almaması kurulan VAR modelinin durağanlık açısından herhangi bir sorun taşımadığını göstermektedir. Değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisi Johansen koentegrasyon testi belirlenmiştir.

Tablo 7. Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları

Kısıtlanmamış Cointegration Rank Test (Trace)				
Hipotez	Özdeğer	Trace (İz) İstatistiği	0.05 Kritik Değer	Mac Kinnon Olasılık
$r \leq 0$	0.290681	52.49626	25.87211	0.0000
$r \leq 1$	0.067519	8.878148	12.51798	0.1880

Tablo 7 incelendiğinde modelde trace (iz) istatistik değeri kritik değerden ($52.49626 > 25.87211$) büyük olduğundan değişkenler arasında bir koentegre edici vektör bulunmuştur. Elde edilen sonuçlara göre %5 anlamlılık düzeyinde borç verme faiz oranı ile özel bankaların bireysel kredileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu görülmektedir.

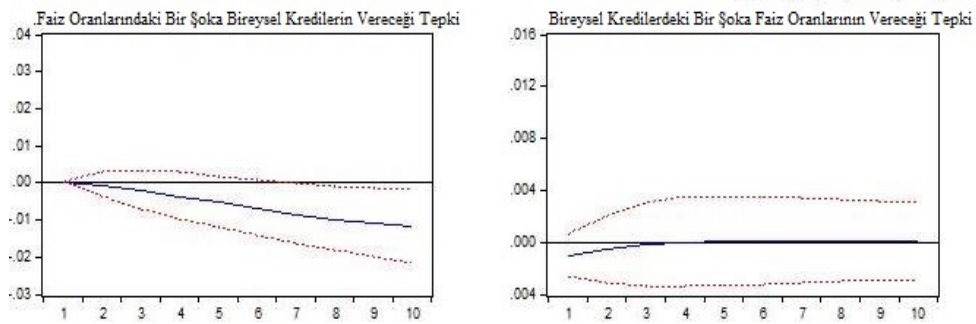
Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edildikten sonra kısa dönemli ilişkiyi incelemek için Granger nedensellik analizine başvurulmuştur. Tablo 8’de Granger nedensellik analizi sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 8. Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Granger Nedensellik Testi				
Nedenselliğin Yönü	Gözlem	F İstatistiği	Olasılık	Karar
Faiz Oranı, Bireysel Kredilerin Nedeni Değildir	128	2.88962	0.0594	Reddedilmiştir
Bireysel Krediler, Faiz Oranının Nedeni Değildir		0.40888	0.6653	Reddedilemez

Tablo 8’deki sonuçlar incelendiğinde borç verme faiz oranından bireysel kredilere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle faiz oranındaki değişimler bireysel kredileri etkilemektedir.

Borç verme faiz oranına verilen bir standart hatalık şoka karşın bireysel kredilerin verdiği tepki ile bireysel kredilere verilen bir standart hatalık şoka karşın borç verme faiz oranının verdiği tepkiyi belirlemek üzere etki–teпки fonksiyonları kullanılmıştır. Etki-teпки analizlerine ilişkin sonuçlar aşağıda Şekil 4’te gösterilmektedir.



Şekil 4. Etki-Tepki Analiz Sonuçları

Faiz oranlarındaki bir birimlik şoka bireysel kredilerin vereceği tepki etkisini ikinci aydan itibaren negatif yönlü olarak göstermektedir. Ayrıca faiz oranlarındaki bir birimlik sistematik şokun bireysel krediler üzerindeki etkisinin kalıcı olduğu görülmektedir. Bu sonuç parasal aktarım mekanizmasının da geçerli olduğunu

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

göstermektedir. Buna karşılık bireysel kredilerdeki bir birimlik şokun faiz oranları üzerinde yapısal bir etkisinin olmadığı gözlenmektedir.

Etki-Tepki analizinden sonra varyans ayrıştırmasına ilişkin sonuçlar Tablo 9’de yer almaktadır.

Tablo 9. Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Bireysel Krediler Değişkeni İçin Varyans Ayrıştırması			
Period	Standart Hata	Ltkközel	R
1	0.019682	1.000.000	0
2	0.032581	9.996.802	0.031982
3	0.042619	9.977.684	0.223157
4	0.05063	9.933.493	0.665072
5	0.057231	9.861.342	1.386.584
6	0.062837	9.762.547	2.374.530
Faiz Oranı Değişkeni İçin Varyans Ayrıştırması			
Period	Standart Hata	LTKKözel	R
1	0.009455	1.175.260	9.882.474
2	0.014945	0.615317	9.938.468
3	0.018983	0.390705	9.960.930
4	0.02208	0.288806	9.971.119
5	0.024537	0.234966	9.976.503
6	0.026536	0.202253	9.979.775

Varyans ayrıştırma tablosu incelendiğinde bireysel krediler değişkeninin varyansının önemli bir kısmı kendisi tarafından açıklanmaktadır. Bireysel kredilerdeki değişimin 1. dönemde % 100’ü kendisinden kaynaklanmakta iken bu etki ilerleyen dönemlerde giderek azalmıştır. 10. döneme gelindiğinde bireysel kredilerdeki değişimin %91.78020’si kendisinden kaynaklanırken %8.219796’sı ise faiz oranından kaynaklanmaktadır. Bireysel kredilerdeki değişimin özellikle 4. dönemden sonra çok büyük ölçüde olmasa da faiz oranı değişkeninden etkilenmeye başlanmış olup, bu etkinin derecesinin ilerleyen dönemlerde giderek arttığı gözlenmiştir. Faiz oranlarındaki değişimin tamamına yakın kısmının

kendisi tarafından açıklandığı söylenebilir. 1. dönemden sonra %99 seviyelerinde sabitlenmiş olup giderek artmaktadır. Yani bu değişkenin dışsal bir değişken olduğunu söylemek mümkündür.

7. SONUÇ VE ÖNERİLER

Türkiye’de banka kredi kanalı ile aktarım mekanizmasının bireysel krediler özelinde geçerli olduğu kamu ve özel sermayeli mevduat bankaları örneklemeden hareketle belirlenmiştir.

Merkez bankası gecelik borç verme faiz oranı ile kamu sermayeli mevduat bankalarının verdikleri bireysel krediler arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca faiz oranı değişkeninin teorik ve uygulamalı literatür sonuçlarıyla uyumlu olacak şekilde bankaların bireysel kredi arzları ile negatif yönde etkileşim halinde oldukları tespit edilmiştir. Kamu sermayeli mevduat bankalarına ilişkin modelin kısa dönem analiz sonuçları incelendiğinde ise hata düzeltme terimlerinin (ECM) işareti beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Kamu sermayeli mevduat bankaları için herhangi bir dengeden sapma durumu 9 ay gibi bir süre sonra düzelebilmektedir.

Özel sermayeli mevduat bankaları incelendiğinde, borç verme faiz oranı ile özel sermayeli mevduat bankalarının bireysel kredi arzları arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna varılmıştır. Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre borç verme faiz oranından bireysel kredilere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle faiz oranındaki değişimler bireysel kredileri etkilediği görülmüştür. Faiz oranlarındaki bir birimlik şoka bireysel kredilerin vereceği tepki, etkisini ikinci aydan itibaren negatif yönlü olarak göstermektedir. Ayrıca faiz oranlarındaki bir birimlik sistematik şokun bireysel krediler üzerindeki etkisinin kalıcı olduğu görülmektedir. Buna karşılık bireysel kredilerdeki bir birimlik şokun faiz oranları üzerinde yapısal bir etkisinin olmadığı gözlenmiştir. Bireysel kredilerdeki değişimin özellikle 4. dönemden sonra çok büyük ölçüde olmasa da faiz oranı değişkeninden etkilenmeye başlanmış olup bu etkinin

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

derecesinin ilerleyen dönemlerde giderek arttığı gözlenmiştir. Faiz oranlarındaki değişimin tamamına yakın kısmının kendisi tarafından açıklandığı söylenebilir.

Elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde Türkiye’de ele alınan dönem içerisinde bireysel kredi kanalıyla aktarım mekanizması çalışmaktadır. Para politikası yapıcılarının açısından başta fiyat istikrarı olmak üzere makro hedeflere ulaşmak için para politikası araçları ile bireysel kredilere yönelik sınırlamaların uygulanabilir bir para politikası aracı olarak kullanılabilmesi tespit edilmiştir.

Tüketim harcamalarındaki artışın enflasyon üzerinde belirleyici etkileri bulunmaktadır. Merkez bankası tüketim harcamalarını kontrol altına almak amacıyla bir çok araç kullanmaktadır. Çalışmadan elde edilen sonuca bağlı olarak bankaların bireysel kredibilite yeteneklerinin para politikası araçlarıyla (borç verme faiz oranlarıyla) etkilenebileceği ve bu etkinin piyasada yaklaşık 10 ay kadar hissedilebilir olduğunu söylemek mümkündür.

Bireysel kredi talebini etkileyen diğer faktörlerin para piyasası uygulamalarından ne ölçüde etkileneceğinin de belirlenmesi MB’nın bu aracı kullanma konusundaki esnekliğini arttıracaktır. Bunun yanı sıra bireysel banka kredilerini kanalı halkın nakit tercih oranını etkilediğinden para çarpanı üzerindeki etkisinin de ihmal edilmemesi gerekmektedir.

Merkez bankasının borç verme faiz oranı aracı ile bireysel krediler üzerinde etkili olması ve bu etkinin kamu sermayeli mevduat bankalarında ortalama 9 ay gibi bir gecikme ile piyasalara yansması, politika yapıcılarının açısından selektif karar sürecine etki edecek bir sonuç olduğu düşünülmektedir.

Bankalar kredi arzlarında para politikası araçlarına bağımlı olduğundan olası finansal istikrarsızlık durumunda kredi arzlarının sürdürülebilirliği azalabilecektir. Bankaların finansman yapısındaki MB’na bağımlılığını azaltıcı tedbirler uygulaması finansal istikrarsızlık dönemlerinde kredi arzının sürdürülebilmesine imkan sağlayacaktır.

Parasal aktarım mekanizmalarının incelendiği uygulamalı literatürde bireysel kredi kanalı ile aktarım süreci çok az çalışılmış bir konudur. Elde edilen sonuçlar başta Türkiye ekonomisi üzerine yapılan uygulamalı çalışmalara katkı vermesi, uygulamalı çalışma sayısını arttırması ve yeni çalışmaların yapılmasına kaynak teşkil etmesi açısından değerlendirildiğinde önemli olduğu düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

ABAN, M. J. A. C. (2013), “Transmission of Monetary Policy through the Bank Lending Channel in the Philippines”, *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 4(1), 37-42.

ADANUR A. N., NARGELEÇEKENLER, M. (2008), “Para Politikalarının Banka Kredi Kanalı Üzerindeki Etkileri”, *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, (39), 109-132.

AFZAL, M., HUSSAIN, I. (2010),” Export-Led Growth Hypothesis: Evidence from Pakistan”, *Journal of Quantitative Economics*, 8(1), 130-147.

AHMED, S., ISLAM, M. D. E. (2004), “The Monetary Transmission Mechanism in Bangladesh Bank Lending and Exchange Rate Channels”, *The Bangladesh Development Studies*, XXX(3&4), 31-87.

ALFARO, R., H. FRAKEN, C. GARCIA ve A. JARA (2003), “Bank Lending Channel and the Monetary Transmission Mechanism: the Case of Chile”, *Working Paper. Central Bank of Chile*, No: 223.

ALPER, K., T. HÜLAGÜ ve G. KELEŞ (2012), “An Empirical Study on Liquidity and Bank Lending”, *Working Paper, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası*, No: 12/04.

ALTINTAŞ, H. (2013), “Türkiye’de Birincil Enerji Tüketimi, Karbondioksit Emisyonu ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(1), 263-294.

BAJEC, L., LAMBSDORFF J.G. (2006), “There is No Bank Lending Channel!”, *Discussion Paper, University of Passau*, No: V-46-06.

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

BENKOVSKIS, K. (2008), “Is There A Bank Lending Channel of Monetary Policy in Latvia? Evidence from Bank Level Data”, *Working Paper, Latvijas Banka*, No: 1/2008.

BERNANKE, B. S., BLINDER, A. S. (1988), “Credit, Money and Aggregate Demand”, *The American Economic Review*, 78(2), 435-439.

BERNANKE, B. S., BLINDER, A. S.(1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *The American Economic Review*, 82(4), 901-921.

BERNANKE, B. S., GERTLER, M. (1995), “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4),27-48.

BOZKURT, H. Y. (2013), *Zaman Serileri Analizi*, Ekin Yayınevi, Bursa.

BUDHA, B. B. (2012). “Demand for Money in Nepal: An ARDL Bounds Testing Approach”, *Working Paper, Nepal Rastra Bank*, No: 12.

CECCHETTI, S. G. (1999). “Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism”, *Working Paper, National Bureau of Economic Research*, No: 7151.

CENGİZ, V., DUMAN, M. (2008), “Türkiye’de Banka Kredi Kanalı'nın Önemi Üzerine Etki Tepki Fonksiyonlarına Dayalı Bir Değerlendirme (1990-2006)”, *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(2), 81-104.

ÇAVUŞOĞLU, T. A. (2002). “Credit Transmission Mechanism in Turkey an Empirical Investigation”, *Working Paper, METU Economic Research Center*, No: 02/03.

ÇELİK, İ., KAYA, M., TUNÇ, H. (2013), “Uluslararası Portföy Çeşitlendirmesi Açısından Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Eş hareketlilik: Brezilya-Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(1), 167-180.

DABLA N. E., FLOERKEMEIER, H. (2006), “Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Armenia: Evidence from VAR Analysis”, *Working Paper, International Monetary Fun.*, No. 06/248.

DUASA, J. (2007), “Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach”, *Journal of Economic Cooperation among Islamic Countries*, 28(3), 21-40.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 55, pp. 251–76.

ERDOĞAN, S., BEŞBALLI, S. G. (2009), “Türkiye’de Banka Kredileri Kanalınnın İşleyişi Üzerine Ampirik Bir Analiz”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(1), 28-41.

FUINHAS, J.A. (2006). “Monetary Transmission and Bank Lending in Portugal: A Sectoral Approach”, *Discussion Paper, Universidade da Beira Interior*, No: 01/2006.

GHAFOOR, A., KHAN, M. A., SHAH, S. A., KHAN, H. H. (2014), “Inflation and Dividend Behavior of Pakistani Firms: An Empirical Investigation Using ARDL”, *International Journal of Business and Management*, 9(9), 86-95.

GÖÇER, İ. (2013), “Türkiye’de Cari Açığın Nedenleri, Finansman Kalitesi ve Sürdürülebilirliği: Ekonometrik Bir Analiz”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(1), 213-242.

GÜNDÜZ, L. (2001), “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması ve Banka Kredi Kanalı”, *İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Dergisi*, (18), 13-30.

HASAN, A., NASIR, Z. M. (2008), “Macroeconomic Factors and Equity Prices: An Empirical Investigation by Using ARDL Approach”, *The Pakistan Development Review*, 47(4), 501-513.

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

HOLTEMÖLLER, O. (2002), “Further VAR Evidence for the Effectiveness of a Credit Channel in Germany”, *Discussion Paper. Humboldt University Berlin*, No: 66/2002.

HOSSAIN, A. A. (2008), “Responses of Agricultural Prices, Industrial Prices and the Agricultural Terms of Trade to Money Supply Shocks in Bangladesh, 1973M1-2006M6”, *Indian Economic Review*, XXXXIII(2), 287-316.

HSING, Y. (2014), “Test of the Bank Lending Channel: The Case of Hungary”, *Theoretical and Applied Economics*, XXI(1(590)), 115-120.

HULSEWIG, O., WINKER, P., WORMS, A. (2001), “Bank Lending in the Transmission of Monetary Policy: A VECM Analysis for Germany”. *Working Paper, International University in Germany*, No. 08/2001.

İRHAN, H.B., ALACAHAN, N. D., KORAP, L. (2011), “An Empirical Model for The Turkish Trade Balance: New Evidence from ARDL Bounds Testing Analyses”, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (14), 38-61, <http://eidergisi.istanbul.edu.tr/sayi14/iueis14m3.pdf>, (02.03.2014).

JOHANSEN S., JUSELIUS, K. (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration– with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, pp. 169–210.

JUKS, R. (2004), “The Importance of the Bank-Lending Channel in Estonia: Evidence from Micro Economic Data”, *Working Paper, Eesti Pank*, No.6

KARA, O., ÇÖMLEKÇİ, İ., KAYA, V. (2012), “Turizm Gelirlerinin Çeşitli Makro ekonomik Göstergeler İle İlişkisi: Türkiye Örneği (1992-2011)”, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(1), 75-100.

KASHYAP, A. K., STEIN, J. C. (1994), “Monetary Policy and Bank Lending”, *Working Paper, National Bureau of Economic Research*, No: 4317.

MISHKIN, F. S. (1996), “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”, *Working Paper, National Bureau of Economic Research*, No: 5464.

MISHKIN, F. S. (2006), *Para, Bankacılık ve Finansal Piyasalar İktisadi*,(Çev. S. Şahin, S. Çiçek & Ç. Boz), Akademi Yayıncılık, Ankara.

MUCUK, M., ALPTEKİN, V. (2008), “Türkiye’de Vergi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: VAR Analizi (1975-2006)”, *Maliye Dergisi*, (155), 159-174.

ÖRNEK, İ. (2009), “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyişi”, *Maliye Dergisi*, (156), 104-125.

ÖZGEN, F. B., GÜLOĞLU, B. (2004), “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, *METU Studies in Development*, 31(1), 93-114.

ÖZŞAHİN, Ş. (2012), “Türkiye Ekonomisinde Finansal Liberalizasyon ve Ekonomik Büyüme Etkileşiminin ARDL Yöntemi İle Analizi”, *Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, (23), 379-413.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. J.(2001), “Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

SANDALCILAR, A. R. (2012), “Türkiye’de Kâğıt Tüketimi ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Koentegrasyon ve Nedensellik Analizi”, *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13(2), 1-15.

SEVÜKTEKİN, M., Nargeleçekenler, M. (2007), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı*, Nobel Yayıncılık, Ankara.

SHAHBAZ, M., AHMED, N., ALİ, L. (2008), “Stock Market Development and Economic Growth: Ardl Causality in Pakistan”, *International Research Journal of Finance and Economics*, (14), 82-195.

SIMS, C.A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.

O. KARA- N.A.ÖZDEMİR

SUN, S., GAN, C., HU, B. (2010), “Bank Lending Channel in China’s Monetary Policy Transmission Mechanism: A VECM Approach”, *Investment Management and Financial Innovations*, 7(2), 59-71.

ŞAHİNOĞLU, T., ÖZDEN, K., BAŞAR, S., AKSU, H. (2010), “Türkiye’de Enflasyonun Oluşumu: ARDL Yaklaşımı”, *Sosyoekonomi Dergisi*, (1), 27-46.

ŞENTÜRK, M., DÜCAN, E. (2014), “Türkiye’de Döviz Kuru-Faiz Oranı ve Borsa Getirisi İlişkisi: Ampirik Bir Analiz”, *Business and Economics Research Journal*, 5(3), 67-80, [http://www.berjournal.com/wp-content/plugins/downloads-manager/upload/BERJ5\(3\)14Article4pp.67-80.pdf](http://www.berjournal.com/wp-content/plugins/downloads-manager/upload/BERJ5(3)14Article4pp.67-80.pdf), (13.10.2014).

TAKEDA, T., ROCHA, F., NAKANE, M. I. (2005), “The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil”, *Revista Brasileira de Economia*, 59(1), 107-126.

TARI, R., YILDIRIM, D. Ç. (2009), “Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama”, *Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 16(2), 95-105.

TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası), (2013), *Parasal Aktarım Mekanizması*, TCMB, Ankara.

ULUYOL, O., LEBE, F., AKBAŞ, Y. E. (2014), “Firmaların Finansal Kaldıraç Oranları ile Öz Sermaye Karlılığı Arasındaki İlişki: Hisseleri Borsa İstanbul (BİST)’da İşlem Gören Şirketler Üzerinde Sektörler Bazında Bir Araştırma”, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 6(1), 70-89, <http://isarder.org/full-issues/2014-vol.6-issue.1-full-issues.pdf>, (30.10.2014).

WESTERLUND, J. (2003), “A Panel Data Test of the Bank Lending Channel in Sweden”, *Working Paper. Department of Economics, Lund University*, No: 16.