

KIRGIZİSTAN'DA PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI: EKONOMETRİK ANALİZ*[†]

MONETARY TRANSMISSION MECHANISM IN KYRGYZSTAN: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

Akmaral MAZHİTOVAⁱ
Barış GÖKⁱⁱ

Öz

Bu çalışmada Kırgızistan Merkez Bankasının parasal aktarım mekanizmalarından geleneksel faiz oranı kanalı, banka kredi kanalı ve döviz kuru kanalı ele alınmıştır. Kırgızistan'da para politikasının reel üretim ve fiyatlar genel seviyesini hangi kanalla etkilediğini bulmak için VAR yöntemi kapsamında etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri, Ocak 2000'den Kasım 2016'ya kadar olan aylık veriler kullanılarak yapılmıştır. Çalışma sonucunda, Kırgızistan'da geleneksel faiz oranı kanalının fiyatlar üzerinde etkili olduğu ama milli gelir üzerinde etkisiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Kırgızistan gibi gelişmekte olan ve dışa açık ülkelerde önemli rol oynamakta olan parasal aktarımın döviz kuru kanalı enflasyon üzerinde etkili olmaktadır, reel gayrisafi milli hasıla büyümesi üzerinde etkisiz kalmıştır. Banka kredi kanalı için yapılan analiz sonucuna göre, hem enflasyon oranının hem de reel milli hasıla büyümesinin bankaların reel kredi hacmindeki bir standart sapmalık şoka karşı tepkileri pozitif yönde olmuştur.

Anahtar Kelimeler: Parasal Aktarım Mekanizması, Parasal Aktarım Kanalları, VAR Modeli, Faiz Oranı Kanalı, Döviz Kuru Kanalı, Banka Kredi Kanalı, Kırgızistan.

Abstract

This study focuses on traditional interest rate channel, bank lending channel and exchange rate channel of monetary transmission mechanisms of the Central Bank of Kyrgyzstan. To determine the channel through which monetary policy effects real output and price level in Kyrgyzstan, employing monthly data from January 2000 to November 2016, impulse-response and variance decomposition analyses within the vector autoregressive approach (VAR) is utilized. As a result of the study, it is found that the traditional interest rate channel is effective on the prices but it is ineffective on the output in Kyrgyzstan. The exchange rate channel of monetary transmission which plays an important role in emerging and open countries like Kyrgyzstan, is found to be effective on the inflation rate but ineffective on the real GDP growth. According to the analysis for the bank lending channel, both the inflation rate and the real GDP growth responded positively to one standard deviation shock in the real credit volume of the banks.

Key words: Monetary Transmission Mechanism, Monetary Transmission Channels, VAR Model, Interest Rate Channel, Exchange Rate Channel, Bank Lending Channel, Kyrgyzstan.

* Makale Gönderim Tarihi:04.01.2019

Makale Kabul Tarihi: 17.01.2019

[†] Bu çalışma Akmaral Mazhitova'nın Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Tezli Yüksek Lisans programında tamamladığı "Kırgızistan'da Parasal Aktarım Mekanizması: Ekonometrik Analiz" başlıklı tezinden türetilmiştir.

ⁱ Yüksek Lisans Öğrencisi (Mezun), Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Tezli YL Programı, majitova.akmaral@mail.ru, ORCID ID:0000-0002-4687-5158.

ⁱⁱ Dr. Öğr. Üyesi, Ege Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, baris.gok@ege.edu.tr, ORCID ID:0000-0002-0131-9625.

1. GİRİŞ

Para politikasının bir ekonominin reel performansı üzerindeki etkisini gösteren parasal aktarım mekanizması, iktisat literatüründe temel tartışma konularından birini oluşturmaktadır. Parasal aktarım mekanizması genel olarak, para politikası uygulamalarının toplam çıktıyı (reel GSYİH) hangi yollarla ve ne ölçüde etkilediğini ve bu etkilerin ortaya çıkış sürecinde işleyen aktarım kanallarını gösteren bir mekanizmadır (Mishkin, 1992: 657-658; Petursson, 2001: 62-63).

Para politikasının reel ekonomiye olan etkisini gösteren parasal aktarım kanalları, ülkelere ve ele alınan dönemlere göre birbirinden farklılık gösterdiği için araştırmacılar arasında aktarım kanalları ile ilgili görüş farklılığı oluşmaktadır. Bu duruma Bernanke ve Gertler (1995), parasal aktarımın '*kara kutusu*' (black box) adını vermişlerdir. Parasal aktarım kanallarının işleyişini ve etkinliğini belirleyen birçok faktör bulunmaktadır. Bunlar; ülkelerin gelişmişlik durumu, ülkelerin ticari ve finansal açıklık dereceleri, ülkelerin sahip oldukları finansal sistemin yapısı ve derinliği, kamunun ekonomideki rolü ve ağırlığıdır. Ancak aktarım kanallarını etkileyen faktörler bu kanalların birbirinden bağımsız olduklarını ve aynı zamanda birlikte çalışmayacağını ifade etmez, tam tersine bütün aktarım kanalları birbirinin eksiklerini kapatarak gelişmektedir. Başka bir deyişle, para politikası uygulamasının sadece bir kanalın işleyişi ile reel değişkenleri etkileyeceğini söylemek doğru değildir. Çünkü parasal büyüklüklerde meydana gelecek olan bir değişiklik reel değişkenlerin birden fazla aktarım kanalının birlikte hareket ettirmesine neden olacaktır. Bu noktada hangi kanalın ne kadar etkili olduğunun bilinmesi, para politikasının etkinliği açısından önemlidir.

Bu çalışmanın amacı Kırgızistan'da parasal aktarım mekanizması kanallarının etkinliğini incelemektir. Çalışmada Kırgızistan'ın Ocak 2000 - Kasım 2016 dönemindeki aylık verileri kullanılarak VAR modeli çerçevesinde ampirik bir uygulama yapılmıştır. Analizde, değişkenler arasında uzun dönemli etkileri görebilmek için Johansen eşbütünleşme testi, aktarım mekanizmasının iktisat teorisinde öngörüldüğü şekilde çalışıp çalışmadığını gözlemlemek için de VAR modeli çerçevesinde Granger nedensellik testleri ile etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma analizleri incelenmiştir. Ayrıca bu çalışmada Kırgızistan için yapılan diğer çalışmalardan farklı olarak değişkenlerin nominal değil reel değerleri ele alınmıştır. Elde edilen analiz sonuçları Kırgızistan üzerine yapılan diğer ampirik çalışmalarından farklı olarak geleneksel faiz oranı kanalının fiyatlar üzerinde etkili olduğunu ortaya koymaktadır. İsakova (2008) ile Atabaev ve Ganiyev (2013) çalışmalarında döviz kuru en önemli aktarım kanalı olarak belirtilmiştir. Bu çalışmada da özellikle döviz kurunun geçiş etkisinin (pass-through effect) çok güçlü olduğu, diğer bir ifade ile döviz kurunun fiyatlar üzerinde etkili olduğu bulunmuştur. Ayrıca banka kredi kanalının reel üretimi etkilemede önemli olduğu bulunmuştur ki bu bulgu da Atabaev ve Ganiyev (2013) çalışması ile uyumludur.

2. PARASAL AKTARIM KANALLARI

Mishkin (1995) parasal aktarım kanallarını; faiz kanalı, diğer varlık fiyatları kanalı, kredi kanalı olarak ayırmıştır. Bunlar aşağıdaki gibi özetlenebilir.

1. Faiz Oranı Kanalı: Mishkin (1996)'da parasal aktarım mekanizmasının faiz oranı kanalının nasıl çalıştığını incelemiştir. Bu çalışmaya göre genişletici para politikası sonucu para

arzındaki artış (fiyatların katılığı ve rasyonel bekleyiřler varsayımı altında) reel faiz oranında düşüře neden olmaktadır. Dolayısıyla faiz oranlarındaki düşüř sonucunda sermaye maliyetinde azalma ortaya çıkarak yatırım harcamalarında artış meydana getirmektedir. Mishkin para piyasasından reel piyasaya doğru gelişmeyi, M para arzı, i_r reel faiz oranı, I yatırım harcamaları, Y toplam çıktı olmak üzere, ařağıdaki řemayla göstermiştir (Mishkin, 1996: 2):

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

2. Diđer Varlık Fiyatları Kanalı: Mishkin (1995) çalışmasında para politikası uygulamalarının diđer varlık fiyatlarına etkisini, *döviz kuru kanalı ve hisse senedi kanalı* üzerinden analiz etmiştir. Özellikle ařağıda diđer varlık fiyatları kanalı altında incelenen her iki alt kanalın varsayımları ve işleyiři incelenmekte ve bununla birlikte kanalların hangi faktörlere bağı olduğu ortaya konulmaktadır (Mishkin, 1995: 5-6).

a. Döviz Kuru Kanalı: Döviz kuru kanalı, para miktarında meydana gelen değıřmelerin döviz kurlarına yansmasıyla net ihracata ve ardından da reel çıktıya yarattığı etkileri arařtırmaktadır. Örneğın, para otoritesi tarafından daraltıcı para politikasının izlenmesi durumunda azalan para arzı yurt içi faiz oranlarını artırarak, yurt içine yabancı sermaye giriřini destekler. Ülkeye yabancı sermaye giriřinin artmasıyla, yurt içinde döviz arzı artacaktır ve ulusal para deđer kazanacaktır. Bu durumda yurt içinde üretilen malların yabancı mallar karřısındaki deđerı yükselerek, ülkenin net ihracatının azalmasına neden olacaktır. Ancak döviz kuru kanalının reel ekonomi üzerindeki etkisi, faizdeki değıřim sonucunda ortaya çıkan kur değıřikliğinin derecelerine ve enflasyona yansıma düzeylerine bağı olarak değıřmektedir (Horvath ve Maino, 2006: 4).

Geniřletici para politikası uygulanması durumunda ise yurt içi reel faiz oranlarındaki düşmeye bağı olarak ülkeden sermaye çıkıřı gerçekleşir. Dolayısıyla artan döviz talebi ülkede döviz kurunu yükseltir ve ulusal para deđer kaybeder. Bu durum net ihracatta (NX) ve dolayısıyla toplam çıktıda artışa neden olur. Özetle parasal aktarım mekanizmasının döviz kuru kanalı ařağıdaki gibi bir řemayla gösterilebilir (Mishkin, 1996: 5):

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow \text{Döviz Kurları (E)} \uparrow \text{ ve Ulusal Para Deđerı } \downarrow \Rightarrow \text{NX} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

b. Hisse Senedi Fiyat Kanalı: Varlık fiyatları kanalının diđer bir alt kanalı ise hisse senedi fiyatları kanalıdır. Bu kanal Tobin (1969) tarafından geliştirilen yatırımın q- teorisi ve Ando ve Modigliani'nin hayat boyu tüketim teorisi yardımıyla açıklanmaktadır. Parasal aktarım mekanizmasının hisse senedi fiyatı kanalı kendi içerisinde üç kanalı içermektedir: yatırımlar üzerinde *Tobin'in q teorisi kanalı*, harcamalar üzerinde *servet etkisi kanalı* ve *konut ve arazi fiyatları kanalıdır*.

i. Tobin'in q teorisi; para politikasının hisse senedi deđerleri kanalıyla ekonomiyi nasıl etkilediğini ortaya koymaktadır. Tobin (q) deđerini, firmanın borsada oluşun piyasa deđerinin, sermayenin yenileme maliyetine oranı olarak tanımlamaktadır.

$$q = \frac{\text{firmanın piyasa deđerı}}{\text{sermayenin yenileme maliyeti}}$$

Tobin'in q teorisine göre, örneğin merkez bankası tarafından genişletici para politikası uygulandığında bireylerin ellerine istediklerinden daha fazla nakit para geçmektedir. Bireyler ellerine geçen bu nakit parayı sadece kasalarında tutmaktansa getirisi daha yüksek olan alanlara yatırmaktadırlar. Dolayısıyla genişletici para politikası sonucunda faiz oranları azaldığından bireyler hisse senedi piyasasına doğru talep artışında bulunmaktadır. Hisse senedine olan talebin artması, hisse senedi fiyatlarını ve dolayısıyla q değerini artırır. q değerinin yükselmesi, firmaların sermaye yenileme maliyetinin düşmesini ifade etmektedir. Böylece firmalar daha çok miktardaki yatırımı daha az miktarda hisse ihraç ederek sağlayabilmektedir. Sonuçta, hisse senedi fiyatlarındaki artış firmaların lehine olduğu için, firmalar yatırım harcamalarını daha çok artırarak toplam üretim düzeyini yükseltebilmektedir. Para politikasının bu kanalını, P_e hisse senedi fiyatlarını, q firmanın borsada oluşan piyasa değerinin, sermayenin yenileme maliyetine oranını göstermek üzere şu şekilde özetleyebiliriz (Mishkin, 2001: 1-2):

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

ii. Servet Etkisi Kanalı: Parasal aktarım mekanizmasının hisse senetleri üzerinden ekonomiye etki yaratan diğer bir kanalı, tüketimdeki servet etkisidir. Bu kanal Modigliani'nin yaşam boyu gelir hipotezine dayanmaktadır. Yaşam boyu gelir hipotezine göre her bireyin tüketim harcamalarının kaynağı; beşerî sermaye, reel sermaye ve finansal servetten oluşmaktadır. Finansal servetin en önemli bileşenlerinden biri ise hisse senetleridir. Örneğin, hisse senetleri fiyatı arttığında, bireylerin finansal servetinin değeri artacağından, bireylerin yaşam boyu kaynakları artacaktır ve böylece tüketim harcamaları da artacaktır. Kısaca servet etkisi kanalı, C tüketimi göstermek üzere aşağıdaki şemadaki gibi ortaya çıkmaktadır (Mishkin, 1996: 7).

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow \text{Servet} \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

iii. Konut ve Arazi Fiyatları Kanalı: Genişletici para politikası sonucu faizler düşmekte, buna bağlı olarak konut fiyatlarında artışlar ortaya çıkmaktadır. Konut fiyatlarının yüksek olması, inşaat firmaları için yeni binalar inşa etmenin daha karlı olduğuna işaret etmekte ve dolayısıyla da konut harcamaları artmaktadır. Konut harcamalarındaki artış toplam talepte artışa neden olmaktadır. Kısaca, konut ve arazi fiyatlarının artmasına neden olacak parasal bir genişleme, Tobin'in q teorisi ve servet etkisi yoluyla toplam talepte ve üretimde bir artışa neden olacaktır (Mishkin, 1995:7). Bu durum $P_{(H)}$ konut fiyatlarını, H konut harcamalarını ifade edecek şekilde aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$M \uparrow \rightarrow P_{(H)} \uparrow \rightarrow H \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

3. Banka Kredi Kanalı: Merkez bankalarının uygulayacağı politika kararlarının firmaların ve hane halkının yatırım ve tüketim harcamalarına olan etkisinde bankalar özel rol oynamaktadırlar (Dale ve Haldane, 1995: 6-8). Örneğin merkez bankasının genişletici para politikası uygulaması durumunda kredi piyasasında faaliyette bulunan bankaların mevduatları ve rezervleri artacak böylece bankaların hane halkına ve firmalara sunabilecekleri kredi

imkanları genişleyecektir. Kredi piyasasında kredi arzının artması ise firmaların ve hane halkının fon ihtiyalarını daha hızlı bir şekilde karřılamalarına ve yatırım veya tüketim harcamalarını yapmalarına destek olmaktadır. Böylece banka kredileriyle desteklenen yatırım ve tüketim harcamaları ülkenin toplam üretiminde canlanmaya neden olmaktadır (Mishkin, 1996: 9). Daraltıcı para politikası uygulanması halinde yukarıda belirttiğimiz gelişmenin tersi geçerlidir. Şematik olarak banka kredi kanalı, i faiz oranı, L banka kredi miktarı olmak üzere aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Mishkin, 1995: 7):

$$M \downarrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow L \downarrow \rightarrow Y \downarrow$$

3. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde para politikasının reel ekonomiye olan etkilerini teorik ve ampirik açıdan inceleyen çok fazla çalışma bulunmaktadır. İncelenen çalışmaların bazıları parasal aktarım kanallarının sadece tek bir kanalın işleyişine önem verirken, bazıları da bütün aktarım kanallarının işleyişine önem vermiştir.

Para politikasının reel değişkenler (üretim) ve fiyat üzerindeki etkilerini inceleyen çok fazla ve karmaşık bir literatür bulunmaktadır. Faiz oranı kanalı üzerine yapılan çalışmalardan Sims (1992) G-7 ülkelerinin parasal aktarım mekanizmasını karşılaştırmış ve kısa vadede faiz oranına verilen şokun sanayi üretimini azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Taylor (1995) parasal aktarımın faiz oranı kanalının güçlü bir kanal olduğunu belirtmiştir. Taylor'a göre faiz oranında meydana gelen bir değişiklik yatırım ve tüketim harcamalarını ciddi şekilde etkilemiştir. Disyatat ve Vongsinsirikul (2003) Tayland'da parasal şoklara (faiz oranındaki şoklara) yatırım harcamalarının duyarlı olduğunu ve para politikası ile reel ekonominin etkilenmesinde bankaların önemli bir rol oynadığını belirtmiştir. Butzen, Fuss ve Vermeulen (2001) Belçika'da yatırım harcamalarının parasal şoklara karşı duyarlı olduğunu ve banka kredi kanalının parasal aktarım sürecinde önemli bir aktarım kanalı olduğunu bulmuştur. Zhang ve Sun (2005) Çin'de tüketici kredi piyasasında ortaya çıkan gelişmeyle birlikte faiz oranındaki değişikliğin doğrudan tüketicilerin tüketim davranışlarını ve toplam talebi etkilemekte olduğunu savunmuşlardır. Iwata ve Wu (2006) Japonya'da faiz oranı kanalının geçerliliğini savunmuş, nominal faiz oranının sıfır düzeyinde bile dışsal bir parasal şokunun reel ekonomiyi etkilemekte olduğunu iddia etmişlerdir. Euro bölgesi için Angeloni vd. (2003)'de faiz oranı kanalının dominant kanal olmadığı yerlerde diğer kanalların etkili olduğu belirtilmiştir. Poddar, Sab ve Khackhatryan (2006), Ürdün'ün faiz oranı kanalı, banka kredi kanalı, varlık fiyatı kanalı ve döviz kuru kanalını incelemişlerdir. Elde edilen bulgulara göre, söz konusu kanallardan hiçbiri etkili değildir. Dovciak (1999) Slovakya'da yüksek faiz oranlarının tasarrufları etkilemediğini, yani faiz oranı kanalının etkisiz olduğunu bulmuştur. Benzer şekilde Starr (2005) faiz oranındaki şokların Ukrayna, Beyaz Rusya ve Kazakistan'da etkili olmadığını sadece Rusya'da faiz oranındaki pozitif şok sonrası çıktının düştüğünü gözlemlemiştir.

Döviz kuru kanalı üzerine yapılan çalışmalardan Smets ve Wouters (1999) Almanya'da parasal daralma sonucunda döviz kurunun değerlendirildiğini ve bunun sonucunda ithalat fiyatlarının ihracat fiyatlarına göre daha güçlü tepki gösterdiğini bulmuşlar ve böylece ihracat talebinde dolayısıyla da GSYİH'da azalma tespit etmişlerdir. Camarero vd. (2002) İspanya'da

para arzındaki azalmanın kısa vadeli faiz oranlarında artışa yol açarak döviz kurlarının ve üretimin düşmesine sebep olduğunu bulmuşlardır. Bredin ve O'Reilly (2004) çalışmasına göre İrlanda'da genişletici para politikası faiz oranlarını kısa dönem aralığında azaltmakta ve döviz kurlarını artırmaktadır. Dolayısıyla ulusal paranın değer kaybetmesiyle ihracatta ve bunun sonucunda üretimde artış bulunmuştur. Mehrotra (2007) hem Japonya'da hem de Hong Kong'da döviz kurunda meydana gelen şokların fiyatlar üzerindeki etkisinin önemli olduğunu bulmuşlardır. Çin'de ise döviz kuru şoklarının fiyatlardaki değişimi etkilemediği sonucuna ulaşmışlardır. Nagayasu (2007) Japonya'da parasal genişlemenin ulusal paranın değerini azaltarak ekonomik büyümeyi desteklediği yönünde bulgulara rastlamışlardır. Gündüz (2001) Türkiye'de genişletici para politikasının uygulanmasının döviz kurlarında yükselişe neden olarak ihracatı artırmakta ve ithalatı ise azaltmakta olduğunu bulmuştur. Kasapoğlu (2007) Türkiye'de döviz kurundaki değişmeye sanayi üretiminin anlamlı tepki vermediğini, enflasyon değişkeninin ise anlamlı tepki verdiğini bulmuştur. Sezer (2003) çalışmasında, Türkiye'de döviz kuruna verilen şoklara ihracat ve sanayi üretim düzeyinin güçlü tepki verdiğini göstermiştir. Büyükkakın, Cengiz ve Türk (2009), Türkiye'de para politikası şoklarının fiyatlar üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ve döviz kurunun parasal aktarım mekanizmasında önemli rol oynadığını bulmuşlardır.

Kashyap ve Stein (1995), Bernanke ve Gertler (1995), Peek ve Rosengren (1995), Nenovsky, Hristov (1998) önleyici merkez bankası rejimi altında, Iturriaga (2000), Butzen, Fuss ve Vermeulen (2001), Lown ve Morgan (2002), De Bondt (2002), Chirinko ve Kalckeuth (2003), Agha vd. (2005), Papadamou ve Oikonomou (2007), Drobyshevski vd. (2008), Huseyinov ve Jamilov tarafından (2013)'de yapılan ampirik çalışmalar parasal aktarımın banka kredi kanalının reel ekonomi üzerinde etkili olduğunu desteklemektedir. Araştırma sonuçlarına göre banka kredi kanalının geçerli olmasını sağlayan nedenler, banka kredilerinin makroekonomik dalgalanmalarda önemli rol oynamaları, ipotek finansmanlarının daha çok banka kredilerine bağımlı olması, politika değişikliklerinin firmaların dış finans primini etkilemesi, banka kredilerine daha çok ihtiyaç duyan küçük sanayi firmalarının ekonomik faaliyette daha çok bulunmaları, banka dışı finansman kaynaklarının yetersiz olması olarak sıralanmaktadır. Diğer yandan da Romer ve Romer (1989), Ramey (1993), Hülsewing v.d. (2001), Poddar, Sab ve Khackhatryan (2006), Isakova (2008), Papadamou ve Oikonomou (2007), Örnek (2009) tarafından yapılan çalışmalar bu kanalın etkin olmadığını vurgulamaktadır. Papadamou ve Oikonomou (2007), Estonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Çek Cumhuriyeti, Slovakya, Slovenya olmak üzere 8 geçiş ülkelerinden Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Litvanya ülkelerinde banka kredi kanalının sanayi üretimi etkilemekte olduğunu bulmuşlardır. Kredi kanalı üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında Bernanke ve Gertler (1995) parasal şoklara karşı reel ekonominin vereceği tepkinin kredi kanalıyla çalışmakta olduğunu bulmuşlardır. De Bondt (2002) Euro bölgesinde İngiltere ve Belçika dışındaki ülkelerde kredi kanalının etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Butzen, Fuss ve Vermeulen (2001) Belçika'da küçük sanayi firmalarında büyük firmalara göre banka kredi kanalının etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Chirinko ve Kalckeuth (2003) Almanya'daki banka sisteminin küçük firmaların dış finansman engellerini ortadan kaldırdığı için banka kredi kanalının önemli bir kanal olduğunu savunmuştur. Agha vd. (2005) Pakistan'da banka dışı finansman kaynaklarının yetersiz olması nedeniyle banka kredi kanalının en önemli aktarım kanalı olduğunu ortaya

koymuřtur. Dięer bir ifadeyle, parasal daralma ilk nce banka kredileriyle finanse edilen yurt ii taleplerin azalmasına daha sonra bu durum da fiyatların azalmasına neden olmuřtur.

Kırgızistan ekonomisi iin yapılan parasal aktarım mekanizması analizlerinden Isakova (2008), Eyll 1995 – Aralık 2006 dnemini kapsayan Orta Asya lkelerinden Kazakistan, Kırgızistan ve Tacikistan'ın (2000-2006 dnemi) parasal aktarım mekanizmasının etkinlięi VAR yntemini kullanarak analiz etmiřtir. alıřmada faiz oranındaki deęiřiklięin fiyatlar zerinde ok az etki yarattıęı ve ıktı zerinde anlamlı etkisinin olmadığı belirtilmiřtir. Parasal aktarım mekanizmasının banka kredi kanalı Orta Asya lkeleri iin bařarısız bulunmuřtur. Kazakistan ve Kırgızistan'da dviz mevduatını hesaba katan parasal byklk kanalındaki deęiřikliklere fiyatlar daha ok duyarlı olmuřtur. Sonu olarak Kırgızistan, Kazakistan ve Tacikistan ekonomisi iin parasal aktarım mekanizmasının dviz kuru kanalı en gl alıřan aktarım kanalı olarak belirtilmiřtir. Ayrıca Atabaev ve Ganiyev (2013), Ocak 2003-Aralık 2011 dnemine ait aylık verilerle VAR modeli kullanılarak Kırgızistan'ın parasal aktarım mekanizması kanallarını incelemiřtir. Yazarların alıřmasında, Kırgızistan'da reel retimi artırmak amacıyla para politikasının kredi kanalı, fiyat istikrarını saęlamak iin ise dviz kuru kanalının kullanılabilieceęi sonucuna ulařılmıřtır.

4. PARASAL AKTARIM MEKANİZMASININ KIRGIZİSTAN İİN AMPİRİK ANALİZİ

Bu alıřmada, ele alınan makroekonomik deęiřkenler arasındaki uzun ve kısa dnemli iliřki olup olmadığı sırasıyla Johansen eřbtnleřme ve Granger nedensellik testleriyle analiz edilmiřtir. Son olarak da Vektr Otoregresyon (VAR) yntemi yardımıyla modelde kullanılan deęiřkenler arasındaki dinamik etkiler etki tepki fonksiyonları yardımıyla incelenmiřtir. Ayrıca, řok sonucu bir deęiřkende meydana gelen deęiřimin modeldeki dięer deęiřkenler tarafından ne lde aıklanabildięi varyans ayrıřtırma analiziyle ortaya konulmuřtur.

Analizde kullanılan veriler Kırgızistan Cumhuriyet Merkez Bankası (NBKR), Kırgızistan Cumhuriyet Milli İstatistik Kurumu (NSKKR) ve Uluslararası Para Kurulu (IMF)- IFS online veri tabanından derlenerek elde edilmiřtir. Analizde 2000 yılı Ocak ayı ile 2016 yılı Kasım ayı dnemini kapsayan aylık veriler kullanılmıřtır. Bu dnem aralıęı, verilerin ancak bu tarih aralıęı iin edinilebilir olması nedeniyle seilmiřtir. Ařaęıdaki tabloda, alıřmada kullanılan deęiřkenler ve tanımlamaları bulunmaktadır. Fiyatlar genel dzeyi, 2010 yılının baz yılı olduęu (2010 = 100) Tketiciler Fiyat Endeksi (TFE) serisinin doęal logaritması alınarak oluřturulmuřtur. TFE serisi IFS online veri tabanından elde edilmiřtir. Reel gayrisafi milli hasıla deęeri, reel M2 para arzı, ticari bankaların reel kredi miktarı serileri de Kırgızistan Cumhuriyet Merkez Bankası ve Milli İstatistik Kurumu istatistik tablolarından temin edilmiřtir. FAİZ, reel faiz deęiřkenini ifade etmekte iken, NFAİZ deęiřkeni ise nominal faiz deęiřkenini ifade etmektedir.

Gayrisafi milli hasıla serisini mevsimsellikten arındırmak amacıyla GSMH serisine Seasonal Adjustment Census X12 yntemi uygulanmıřtır. Milli hasıla deęiřkenindeki mevsimsellięin arındırıldıęını gstermek iin serinin sonuna 'SA' harfi eklenmiřtir. Modelde doęal logaritması alınarak kullanılan deęiřken isimlerinin bařına 'L' harfi eklenmiřtir. Ayrıca dzey deęerlerinde duraęan olmadığı iin duraęanlařtırmak amacıyla farkı alınan serilerin isimlerinin bařına da 'D' harfi eklenmiřtir.

Tablo 1. VAR Modelinde Kullanılan Değişkenler ve Kısaltmalar

Değişken	Tanımı	Veri kaynağı
GSMH	Reel Gayrisafi Milli Hasıla (<i>milyar som</i>)	NSKCR
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi (%) (2010=100)	IFS
FAİZ	Ticari Bankaların Sunduğu Kredilerin Reel Faiz Oranının Ağırlıklı Ortalaması (%)	NBKR
M2	Reel M2 para arzı (<i>milyar som</i>)	NBKR
NEDK	Nominal Efektif Döviz Kuru (1 dolar ≈ 69 som Ulusal para)	NBKR
KRED	Ticari Bankaların Sunduğu Reel Kredilerin Toplamı (<i>milyar som</i>)	NBKR

4.1 Durağanlık Testi

VAR modelinde kullanılacak değişkenlerin, sahte regresyon sorununa yol açmaması ve etki tepki fonksiyonlarının hatalı olmaması için durağan olmaları gerekmektedir (Gujarati, 2001; Brooks, 2014). Bu amaçla çalışmada Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin, reel faiz oranı hariç, logaritması alınmıştır. Aşağıdaki Tablo 2’de VAR analizinde kullanılacak değişkenlerin durağanlık testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Test istatistikleri	
	Düzyey	Birinci Fark
LGSMH_SA	-1.0539 (1)	-22.6604(0) ***
LTÜFE	-0.3313 (1)	-8.3515(0) ***
LM2	-1.5152 (0)	-13.7979 (0) ***
LNEDK	0.1572 (1)	-9.1550 (0) ***
LKRED	-0.9303 (1)	-11.4524 (0) ***
FAİZ	-3.7847 (9) ***	---
NFAİZ	-1,6039 (0)	-8,2649 (1) ***
Anlamlılık Düzeyleri		
% 1	-3.4632	-3.4632
% 5	-2.8759	-2.8759
% 10	-2.5745	-2.5745

Not: 1) Parantez içindeki değerler en çok 14 gecikme dikkate alınarak SIC (Schwarz Info Criterion) yardımı ile belirlenen gecikme sayısını vermektedir. 2) *** işareti %1 düzeyinde, ** işareti %5 düzeyinde ve * işareti de %10 düzeyinde durağanlık koşulunun sağlanmakta olduğunu göstermektedir. 3) ADF testinde sabitli model kullanılmıştır.

4.2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen eşbütünleşme yöntemi Dickey–Fuller testinin genelleştirilmiş halidir. Çok değişkenli model, genişletilmiş Dickey–Fuller testinde olduğu gibi yüksek mertebeden bir otoregresif süreçle ifade edilmektedir (Enders, 1995:386):

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (t= 1 \dots T)$$

Burada Π katsayıları ($n \times n$) boyutlu matristir. Π matrisine aynı zamanda denge ilişki matrisi adı da verilmektedir. Bu matrisin rankı koentegre vektörlerin sayısını ve eşbütünleşme mertebesini göstermektedir (Enders, 1995: 386). X_t ($n \times 1$) boyutunda T örneklem sayısını içeren değişkenler vektörünü temsil etsin. X_t 'nin $I(1)$ süreci olduğu varsayılırsa değişkenler arasındaki eşbütünleşik vektörler, aşağıdaki hata düzeltme (VEC) tahmini yolu ile belirlenebilir (Gök, 2006: 84-87):

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemde ΔX_t ve ΔX_{t-1} vektörleri $I(0)$ iken X_{t-p} vektörü ise $I(1)$ 'dir. Bu nedenle deęişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin nitelięi Π matrisinin rankı tarafından belirlenmektedir. Π katsayılar matrisi için iki ayrı durum söz konusudur; Rank (r) = 0 ise, Π matrisi sıfırdır. Bu durumda (1) numaralı denklem p 'nci dereceden bir VAR modeli haline dönmektedir ve deęişkenlerin düzey deęerleri arasında herhangi bir eşbütünleşme söz konusu olmaz. Rankın $0 < r < n$ olması durumunda Π matrisini ($n \times r$) boyutundaki α matrisinin ve β vektörünün çarpımı şeklinde ifade etmek mümkündür (Gök, 2006: 84-87)

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (2)$$

Burada eşbütünleşik vektörünü β temsil etmektedir. X_{t-p} vektörü $I(1)$ olmasına rağmen $\beta' X$ $I(0)$ 'dır. Dolayısıyla α matrisi eşbütünleşme ilişkisinin gücünü ortaya koymaktadır. Johansen Juselius yönteminde eşbütünleşme testi Π matrisinin rankının özdeęer (eigenvalue, λ_i) üzerinden hesaplanmasıyla yapılır. Matrisin sıfırdan farklı karakteristik kök (özdeęer) sayısı ilgili matrisin rankını verir. Johansen yaklaşımında eşbütünleşme için iki farklı test istatistięi kullanılır, iz (trace) ve maksimum öz deęer testi (Brooks, 2014: 387):

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{maks}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

Burada g deęişken sayısını, T gözlem sayısını, r eşbütünleşik vektör sayısını göstermektedir. İz testinde eşbütünleşik vektör sayısı r 'den az ya da eşit boş hipotezine karşın r 'den çok alternatif hipotezi test edilir. Maksimum özdeęer testinde de eşbütünleşik vektör sayısı r 'dir boş hipotezine karşın $r + 1$ 'dir alternatif hipotezi test edilir.

4.2.1 Faiz Oranı Kanalı İçin Eşbütünleşme Testi

Faiz oranı kanalı modelinde kullanılan deęişkenler LM2, LGSMH_SA, LTÜFE ve NFAİZ olarak sıralanmaktadır. Tablo 3'te faiz oranı kanalının eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır. Reel faiz oranı deęişkeni (FAİZ) düzey deęerinde duraęan olduęu için, faiz oranı kanalı için eşbütünleşme analizinin test edilmesinde nominal faiz oranı (NFAİZ) kullanılmıştır. Granger nedensellik testi ve VAR analizinde ise, birim kök içermedięinden reel faiz oranı (FAİZ) deęişkeni kullanılacaktır.

Parasal aktarımın faiz oranı kanalı için yapılan Johansen eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlar, reel M2 para arzı ve nominal faiz oranı arasında gerek iz, gerekse maksimum özdeęer istatistięine göre sırasıyla %10 ve %5 anlamlılık düzeyinde bir tane eşbütünleşik vektörün varlığına işaret etmektedir. Dolayısıyla para arzıyla faiz oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı yönünde istatistiksel bulgulara ulaşılmaktadır. Yine aynı şekilde, Johansen eşbütünleşme testine göre, nominal faiz oranıyla reel milli gelir ve fiyat endeksi deęişkenleri arasında %5 anlamlılık düzeyinde hem iz hem de maksimum özdeęer istatistiklerine göre birer, ve ayrıca bu dört deęişken (reel para arzı, nominal faiz oranı, reel milli gelir, fiyat endeksi) arasında iki eşbütünleşik vektör bulunmuştur. Özetle, para arzı ile faiz oranı ve faiz oranı ile milli gelir arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını destekler bulgulara rastlanmıştır.

Tablo 3. Faiz Oranı Kanalı Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

Model	Eşbütünlük Testleri	Hipotezler	Özdeğer	İstatistik Değerler	P-Değeri
LM2 ve NFAİZ (1)	İz Testi	R=0	0.0568	11.9164*	0.0584
		En az 1	0.0014	0.2729	0.6618
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.0568	11.6435**	0.0422
		R=1	0.0014	0.2729	0.6618
NFAİZ ve LGSMH_SA (2)	İz Testi	R=0	0.1156	27.1084**	0.0350
		En az 1	0.0139	2.8758	0.9009
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.1156	24.3227***	0.0088
		R=1	0.0139	2.7858	0.9009
NFAİZ ve LTÜFE (2)	İz Testi	R=0	0.0668	14.8447**	0.0185
		En az 1	0.0058	1.1545	0.3293
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.0668	13.6902**	0.0181
		R=1	0.0058	1.1545	0.3293
LM2, NFAİZ, LGSMH_SA ve LTÜFE (2)	İz Testi	R=0	0.1460	55.1454***	0.0001
		En az 1	0.1037	23.8865**	0.0152
		En az 2	0.0110	2.1987	0.7379
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.1460	31.2589***	0.0022
		R=1	0.1037	21.6879***	0.0055
		R=2	0.0110	2.1987	0.7379

Not: Parantez içindeki değerler gecikme sayılarını göstermektedir; ***: %1 düzeyinde anlamlı, **: %5 düzeyinde anlamlı, *: %10 düzeyinde anlamlı.

4.2.2 Döviz Kuru Kanalı İçin Eşbütünlük Testi

Döviz kuru kanalı modelinde kullanılan LM2, LNEKD, LGSMH_SA ve LTÜFE değişkenlerinin Johansen eşbütünlük testi sonuçları Tablo 4'de özetlenmektedir.

Tablo 4. Döviz Kuru Kanalı Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

Model	Eşbütünlük Testleri	Hipotezler	Özdeğer	İstatistik Değerler	P-Değeri
LM2 ve LNEKD (2)	İz Testi	R=0	0.1207	28.9987***	0.0000
		En az 1	0.0177	3.5392*	0.0711
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.1207	25.4595***	0.0001
		R=1	0.0177	3.5392*	0.0711
LNEKD ve LGSMH_SA (2)	İz Testi	R=0	0.1220	31.0259***	0.0104
		En az 1	0.0262	5.2523	0.5606
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.1220	25.7735***	0.0051
		R=1	0.0262	5.2523	0.5606
LNEKD ve LTÜFE (2)	İz Testi	R=0	0.0796	21.4121***	0.0012
		En az 1	0.0248	4.9737**	0.0306
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.0796	16.4383***	0.0056
		R=1	0.0248	4.9737**	0.0306
LM2, LNEKD, LGSMH_SA ve LTÜFE (2)	İz Testi	R=0	0.2433	103.9016***	0.0000
		En az 1	0.1213	48.6910***	0.0010
		En az 2	0.0774	23.0842	0.0199
	Maksimum Özdeğer Testi	R=0	0.2433	55.2106***	0.0000
		R=1	0.1213	25.6068**	0.0166
		R=2	0.0774	15.9464**	0.0490

Not: Parantez içindeki değerler gecikme sayılarını göstermektedir; ***: %1 düzeyinde anlamlı, **: %5 düzeyinde anlamlı, *: %10 düzeyinde anlamlı.

Buna gre reel para arzı ve nominal efektif dviz kuru arasında %1 anlamlılık dzeyinde uzun dnemli bir iliřki sz konusu olmaktadır. Reel para arzı ve nominal efektif dviz kuru deęiřkenleri; nominal efektif dviz kuru ve fiyat endeksi deęiřkenleri arasında gerek iz gerekse maksimum zdeęer istatistięine gre %5 ve %10 anlamlılık dzeylerinde her iki denklemde de 2 eřbtnleřik vektr bulunmuřtur. Bu deęiřkenler arasındaki eřbtnleřme iliřkisi beklenen ynde pozitif olarak bulunmuřtur. Ayrıca nominal efektif dviz kuruyla reel milli gelir arasında da her iki istatistik deęerlerine gre %1 anlamlılık seviyesinde birer tane eřbtnleřik vektr bulunmuřtur.

Son olarak, M2 reel para arzı, nominal efektif dviz kuru, reel milli gelir ve TFE serilerinin birlikte ele alındıęı eřbtnleřme testinde ise hem iz hem de maksimum zdeęer istatistięine gre %1 ve %5 anlamlılık dzeyinde 2 eřbtnleřik vektr bulunmuřtur. Dolayısıyla yukarıdaki deęiřkenlerin ikili kombinasyonları ve hepsinin birden uzun dnemde beraber hareket ettięini destekler bulguya ulařılmıřtır.

4.2.3 Banka Kredi Kanalı İin Eřbtnleřme Testi

Banka kredi kanalı modelinde kullanılan LM2, LKRED, LGSMH ve LTFE deęiřkenlerinin eřbtnleřme testi sonuları Tablo 5'te gsterilmiřtir. Reel para arzı ile ticari bankaların reel kredi miktarı arasında ve reel kredi miktarı ile reel milli gelir ve TFE arasında %1 anlamlılık dzeyine gre hem iz hem de maksimum zdeęer testine gre birer eřbtnleřik vektr bulunmuřtur.

Tablonun en son satırında yer alan kredi kanalı iin geerli olan drt deęiřken (reel para arzı, banka reel kredi miktarı, reel milli gelir ve fiyat endeksi) arasında hem iz hem de maksimum zdeęer istatistięine gre %1 anlamlılık dzeylerinde 2 eřbtnleřik vektr olduęu grlmektedir. zetle, bu deęiřkenler arasında uzun dnemli bir iliřkinin olduęunu destekler bulgulara rastlanmıřtır.

Tablo 5. Banka Kredi Kanalının Johansen Eřbtnleřme Testi Sonuları

Model	Eřbtnleřme Testleri	Hipotezler	zdeęer	İstatistik Deęerler	P-Deęeri
LM2 ve LKRED (2)	İz Testi	R=0	0.0953	19.8519***	0.0023
		En az 1	4.6300	0.0092	0.9297
	Maksimum zdeęer Testi	R=0	0.0953	19.8427***	0.0012
		R=1	4.6300	0.0092	0.9379
LKRED ve LGSMH (2)	İz Testi	R=0	0.0863	18.0786***	0.0049
		En az 1	0.0010	0.2027	0.7084
	Maksimum zdeęer Testi	R=0	0.0863	17.8759***	0.0030
		R=1	0.0010	0.2027	0.7084
LKRED ve LTFE (2)	İz Testi	R=0	0.1266	28.9528***	0.0000
		En az 1	0.0107	2.1292	0.1704
	Maksimum zdeęer Testi	R=0	0.1266	26.8236***	0.0001
		R=1	0.0107	2.1292	0.1704
LM2, LKRED, LGSMH ve LTFE (2)	İz Testi	R=0	0.2784	107.2774***	0.0000
		En az 1	0.1550	42.6660***	0.0065
		En az 2	0.0343	9.2985	0.7081
	Maksimum zdeęer Testi	R=0	0.2784	64.6114***	0.0000
		R=1	0.1550	33.3675***	0.0010
		R=2	0.0343	6.9164	0.6797

Not: Parantez iindeki deęerler gecikme sayılarını gstermektedir; ***: %1 dzeyinde anlamlı, **: %5 dzeyinde anlamlı, *: %10 dzeyinde anlamlı.

4.3. Granger Nedensellik Testi

VAR modelinde değişkenler arasındaki ilişkilerin yönünü belirlemek için Granger Nedensellik testi kullanılmaktadır. Granger nedensellik testi, VAR modelindeki gecikme uzunluğuna çok duyarlı bir testtir. Bu nedenle, Granger nedensellik testi uygulanmadan önce, VAR modelinde kullanılacak değişkenlerin uygun gecikme uzunlukları belirlenmelidir. Granger nedensellik testleri kullanılarak y_t ve z_t gibi iki değişkenli modellerde değişkenler arasındaki etkileşimin yönü belirlenir. Değişkenler arasındaki tek yönlü nedensellik: $y_t \rightarrow z_t$ veya $z_t \rightarrow y_t$ şeklinde gösterilir. Y_t ve z_t değişkenlerinin birbirinin nedeni olması durumunda ise değişkenler karşılıklı nedensellik ilişkisi içindedir ve $Y_t \leftrightarrow z_t$ şeklinde gösterilir (Kasapoğlu, 2007: 43-45). Granger Nedensellik testi aşağıdaki denklemin regresyon tahmini ile yapılmaktadır:

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i z_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{t-j} + u_{1t} \\ z_t &= \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j z_{t-j} + u_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

Burada u_{1t} ve u_{2t} hata terimlerinin ilişkisiz oldukları varsayılmaktadır. Birinci denklemdeki α_i katsayıları istatistiki olarak sıfırdan farklıysa ve β_j katsayıları istatistiki olarak sıfırdan farklı değilse, z_t değişkeninden y_t değişkenine doğru tek yönlü nedensellikten söz edilmektedir. Eğer ikinci denklemdeki λ_i katsayıları istatistiki olarak sıfırdan farklıysa ve δ_j katsayıları istatistiki olarak sıfırdan farklı değilse, y_t değişkeninden z_t değişkenine doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. Her iki denklemdeki tüm katsayılar yani, $\alpha_i, \beta_j, \lambda_i, \delta_j$ katsayıları istatistiki olarak sıfırdan farklıysa değişkenler arasında karşılıklı nedensellik vardır, tüm katsayılar istatistiki olarak sıfırdan farklı değilse değişkenler arasında nedensellik yoktur (Kasapoğlu, 2007: 44).

4.3.1. Faiz Oranı Kanalı Granger Nedensellik Testi

Keynes, *The Tract on Monetary Reform* adlı çalışmasında para arzının dışsal olduğunu ve nedensellik ilişkisinin paradan fiyatlara doğru olduğunu ileri sürmüştür (Keynes, 1923). Yapılan Johansen eşbütünleşme analizi teoriyi destekleyen sonuçlar vermiştir. Daha önce nominal faiz oranı, reel para arzı, reel milli gelir ve tüketici fiyat endeksi değişkenleri arasında eşbütünleşik vektör bulunmuştu, burada ise bu uzun dönemli ilişkinin yönü ortaya konulmaya çalışılacaktır. Granger nedensellik testinde değişkenlerin durağan olmaları gereklidir, bu nedenle I(1) olan serilerin birinci farkı alınmıştır.

Tablo 6. Faiz Oranı Kanalı Granger Nedensellik Testi

Gecikme Sayısı	DLM2→ FAİZ	FAİZ→ DLM2	FAİZ→ DLTÜFE	DLTÜFE→ FAİZ	FAİZ→ DLGSMH_SA	DLGSMH_SA→ FAİZ
1	0.6322	1.0814	0.0366	8.1758***	0.0416	0.0273
2	0.1004	0.8146	0.0639	1.7732	1.1451	0.6430
3	0.2358	0.5335	0.0471	1.3515	0.7617	0.5399
4	0.4384	0.4884	0.3844	2.1089*	1.3147	0.8344
5	0.9378	0.6023	0.4733	1.0252	1.0445	0.9086
6	0.9456	0.7066	0.5653	1.4647	0.9377	0.8786

Not: ***: %1 düzeyinde anlamlı, **: %5 düzeyinde anlamlı, *: %10 düzeyinde anlamlı.

Faiz oranı kanalının Granger Nedensellik test sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır. Burada örneğin reel M2 para arzının büyüme oranının (DLM2) reel faizin (FAİZ) nedeni olmadığı

boř hipotezi (DLM2→ FAİZ olarak gösterilmiřtir) nedeni olduđu alternatif hipotezine karřı test edilmiřtir. Tabloda gecikme sayıları ve Granger testinden elde edilen F deđerleri gösterilmiřtir. Nedensellik testi sonuçlarına gore, faiz oranı kanalının teoriye uygun sonuçları elde edilememiřtir. Kısaca burada reel faiz oranıyla reel buyme ve enflasyon oranı deđiřkenleri arasında kısa donemli nedensellik iliřkisini destekler bulguya rastlanmamıřtır.

4.3.2. Doviz Kuru Kanalı Granger Nedensellik Testi

Parasal aktarım mekanizmasının doviz kuru kanalına ait Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 7’de gosterilmektedir.

Tablo 7. Doviz Kuru Kanalının Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme Sayısı	DLM2→ DLNEDK	DLNEDK→ DLM2	DLNEDK→ DLGSMH_SA	DLGSMH_SA→DLNEDK	DLNEDK→ DLTFE	DLTFE→ DLNEDK
1	5.0635**	13.1296***	5.0307**	0.0703	10.2368***	3.1213*
2	3.7477**	12.9639***	2.9033*	1.7863	4.5128**	0.2695
3	2.4302**	9.1294***	2.1945*	1.7457	3.2649**	1.4068
4	1.4511	6.8039***	1.9560	1.3014	4.0448***	1.4631
5	1.1068	6.3555***	1.8523	0.9294	3.2870***	1.1318
6	0.8556	5.2038***	1.7231	0.8461	2.9688***	1.1221

Not: ***: %1 duzeyinde anlamlı, **: %5 duzeyinde anlamlı, *: %10 duzeyinde anlamlı.

Buna gore para arzı buyme oranı ile nominal doviz kuru buyme oranı (DLNEDK) arasında çift yonl bir nedensellik iliřkisi bulunmaktadır. Ayrıca doviz kuru buymesinden milli gelir buyme oranına (DLGSMH_SA) zayıf, enflasyon oranına (DLTFE) ise gcl bir nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir.

zetle, bir yandan para arzı buymesiyle nominal efektif doviz kuru buymesi arasında, diđer yandan da nominal efektif doviz kuru buymesiyle gayrisafi milli hasıla buymesi ve enflasyon oranı arasında Granger nedensellik iliřki soz konusu olmaktadır.

4.3.3. Banka Kredi Kanalı Granger Nedensellik Testi

Kırgızistan’ın kredi kanalı etkinliđinin arařtırılması amacıyla reel M2 para arzı buyme oranı (DLM2), ticari bankaların toplam reel kredi miktarı buyme oranı (DLKRED), reel gayrisafi milli hasıla buyme oranı (DLGSMH_SA) ve tuketici fiyat endeksi verilerinden elde edilen enflasyon oranı (DLTFE) arasındaki nedensellik iliřkileri incelenmiřtir. Tablo 8’de soz konusu aktarım kanalının Granger nedensellik testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8. Banka Kredi Kanalının Granger Nedensellik Testi

Gecikme Sayısı	DLM2→ DLKRED	DLKRED→ DLM2	DLKRED→ DLTFE	DLTFE→ DLKRED	DLKRED→ DLGSMH_SA	DLGSMH_SA→ DLKRED
1	2.8646*	3.0277*	3.6329**	4.0784*	0.2199	0.2619
2	1.5433	1.2123	1.8709	2.9209*	0.7393	0.4052
3	1.1689	1.1014	1.2512	2.2130*	0.5808	0.3525
4	1.2909	0.9989	1.3224	2.0785*	0.5699	0.9133
5	1.0547	1.2485	1.0559	1.6449	0.9963	0.7721
6	0.8090	1.2595	0.7285	1.5140	0.8875	0.6340

Not: ***: %1 duzeyinde anlamlı, **: %5 duzeyinde anlamlı, *: %10 duzeyinde anlamlı.

Parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalı için yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre gecikme sayısı 1 olduğunda %10 anlamlılık düzeyinde M2 para arzı büyümesi ile banka kredileri büyümesi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişki tespit edilmiştir. Ancak diğer gecikme sayılarında ilgili seriler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Benzer durum kredi büyümesi ile enflasyon arasında da gözlemlenmektedir. Fakat bütün gecikmelerde kredi büyüme oranı ile milli gelir büyüme oranı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisini destekler bulguya rastlanmamıştır.

4.4. Etki - Tepki Fonksiyonları

Etki – tepki analizlerini gerçekleştirebilmek için öncelikle VAR modeli oluşturulmalıdır. Sims tarafından geliştirilen VAR modeli, modelde yer alan bütün değişkenlerin kendi gecikmeli değerleriyle diğer değişkenlerin de gecikmeli değerleri üzerine tanımladığı basit çok boyutlu bir dinamik zaman serisi modelidir. Burada, vektör terimi iki ya da daha çok değişkenden oluşan bir vektörün ele alınmasından, otoregresyon terimi de bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin denklemin sağında yer almasından gelmektedir (Tarı, 2008).

Y_t ve X_t zaman serisi değişkenlerinin ele alındığı bir vektör otoregresyon modeli iki denklemden oluşmaktadır. İlkinde, bağımlı değişken olarak modelde Y_t değişkeni, ikinci denklemden ise bağımlı değişken X_t 'dir. Görüldüğü gibi her iki denklemden oluşan iki değişkenin de gecikmeli değerleridir (Stock ve Watson, 2011: 646; Tarı, 2008: 433-436). Y_t ve X_t gibi iki değişken için basit bir VAR modeli:

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11} Y_{t-1} + \dots + \beta_{1k} Y_{t-k} + \alpha_{11} X_{t-1} + \dots + \alpha_{1k} X_{t-k} + u_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \beta_{20} + \beta_{21} X_{t-1} + \dots + \beta_{2k} Y_{t-k} + \alpha_{21} X_{t-1} + \dots + \alpha_{2k} X_{t-k} + u_{2t} \quad (7)$$

Burada X_t ve Y_t durağan oldukları varsayılan değişkenler, u_{1t} ve u_{2t} ise beklenen değeri sıfır, sabit varyansa sahip ve aralarında otokorelasyonun olmadığı varsayılan hata terimleridir. Yukarıdaki eşanlı denklem sisteminden de görüldüğü üzere X_t ve Y_t değişkenleri gecikmeli değerleri vasıtasıyla birbirleri ile etkileşim içerisindedir. Böyle bir eşanlı denklem sistemi ile tanımlanan VAR modelinde hata terimlerine verilen dışsal bir sokun diğer değişkenler üzerindeki doğrudan ve dolaylı geri besleme etkilerinin görülebilmesi için etki – tepki fonksiyon analizi yapılmaktadır. Etki – tepki fonksiyonları ile değişkenlerin hata terimlerinde meydana gelen şoklara karşı ne yönde tepki verdikleri ve sözü edilen şoktan sonra uzun dönem denge değerlerine kaç dönem sonra ulaştıkları tespit edilebilmektedir (Gök, 2006: 99).

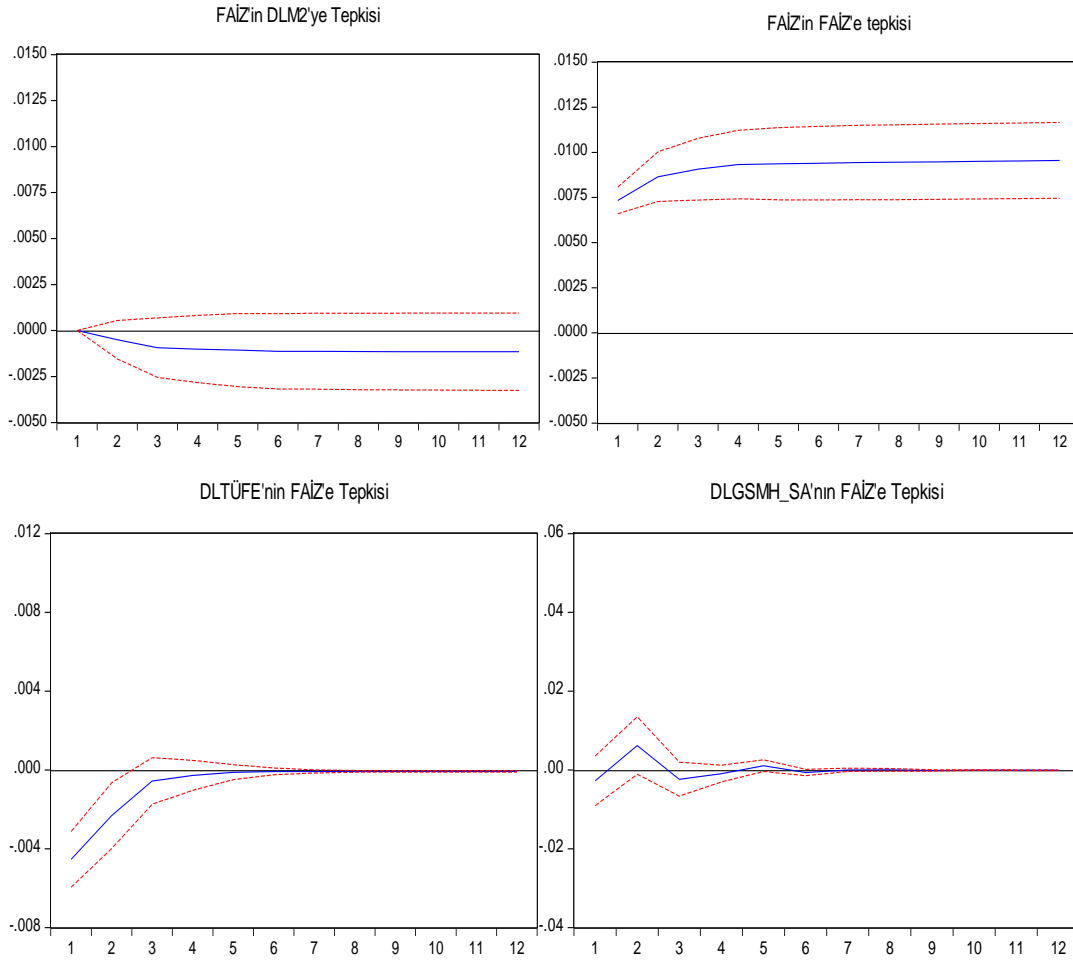
4.4.1. Faiz Oranı Kanalı Etki - Tepki Analizi

Kırgızistan'ın parasal aktarım mekanizması faiz kanalının değerlendirilmesinde kullanılan değişkenler reel M2 para arzı büyüme oranı (DLM2), reel faiz oranı (FAİZ), reel gayrisafi milli hasıla büyüme oranı (DLGSMH_SA) ve tüketici fiyat endeksi büyüme oranı (DLTÜFE), diğer bir ifadeyle enflasyondur. Şekil 1'de faiz oranı kanalının etki tepki analizi yer almaktadır. Faiz oranı kanalı VAR modelinin gecikme uzunluğu (2)¹ olarak belirlenmiştir.

Şekil 1'de görüldüğü üzere, para otoritesi tarafından uygulanan genişletici para politikası şokuna reel faiz oranının tepkisi azalma yönünde olsa da, tepki fonksiyonu güven aralığı net olarak negatif değil, belirsizdir. Dolayısıyla genişletici bir para politikası sonucu reel faiz

¹ LR: Ardışık Modifiye LR Test İstatistiği (Sequential Modified LR Test Statistic) faiz oranı kanalının gecikme uzunluğunu belirlemede kullanılan bilgi kriteridir.

oranının azalmasını destekler yönünde istatistiksel olarak anlamlı bir bulguya rastlanmamıştır. Faiz oranının kendi şokuna olan tepkisi beklenildiği üzere bütün dönemlerde pozitif artış yönündedir. Ayrıca FAİZ serisine verilen şoka karşılık DLTÜFE serisinin verdiği tepki 3. döneme kadar negatif yöndedir. Teoride kısa vadeli faiz oranlarındaki artış, normal koşullar altında dışa açık bir ekonomide, ulusal paranın değerlenmesine ve enflasyonun düşmesine yol açmaktadır. Dolayısıyla faiz oranı şokuna karşı enflasyonun gösterdiği tepki genel kabul görmüş teoriyle uyumlu olmaktadır. Ancak, son olarak reel faiz oranı serisine verilen bir birimlik şoka karşılık reel gayrisafi milli hasıla büyüme serisinin tepkisi istatistiksel olarak anlamsız olmuştur. Dolayısıyla Kırgızistan ekonomisi için faiz kanalını destekler istatistiksel bulguya rastlanmamıştır.



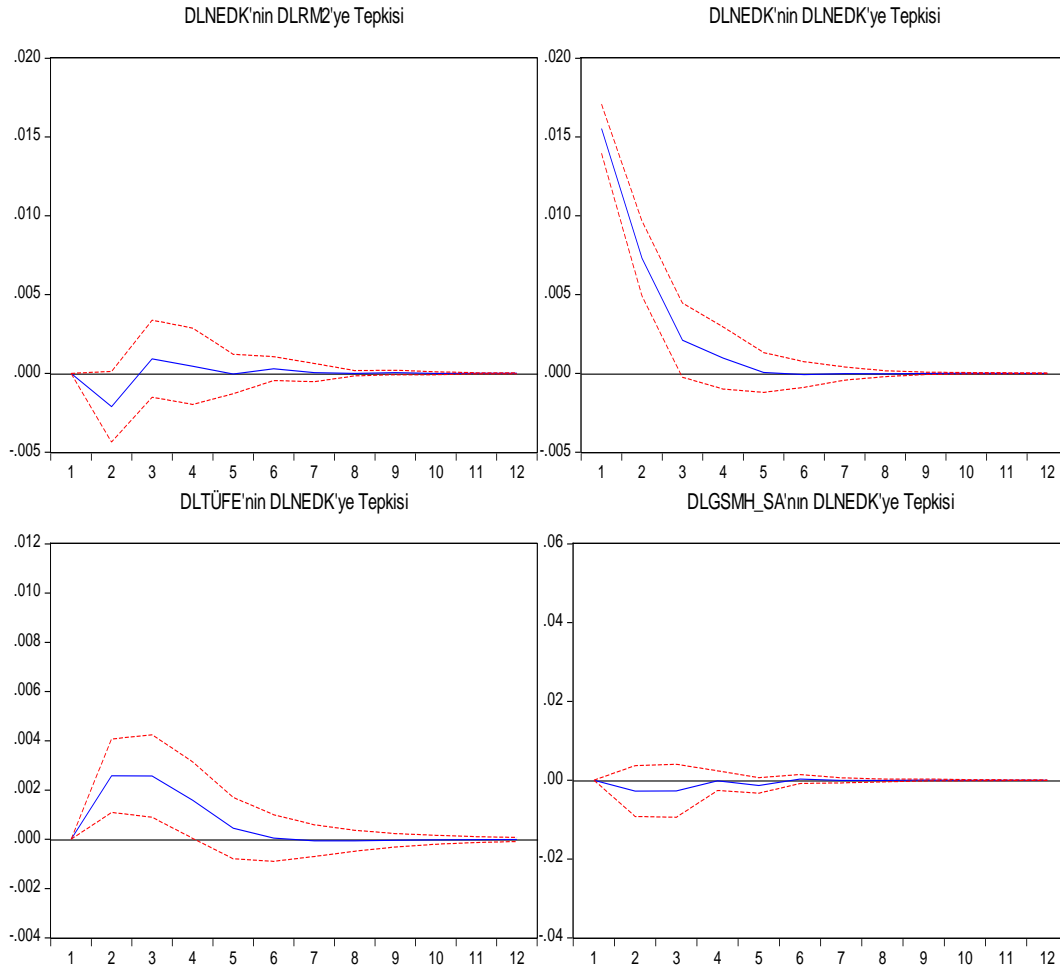
Şekil 1. Faiz Oranı Kanalının Etki-Tepki Fonksiyonları

4.4.2. Döviz Kuru Kanalı Etki - Tepki Analizi

Kırgızistan'ın parasal aktarım mekanizmasının döviz kuru kanalının test edilmesinde M2 reel para arzı büyümesi, nominal efektif döviz kuru büyüme oranı, reel gayrisafi milli hasıla büyümesi ve enflasyon oranı kullanılmıştır. Modelin gecikme sayısı (2)² olarak alınmıştır. Döviz kuru kanalının etki tepki fonksiyonları Şekil 2'de yer almaktadır.

² Döviz kuru kanalı VAR analizinin gecikme sayısını belirlemede kullanılan bilgi kriterleri FPE: Nihai Tahmin Hatası (Final Prediction Error), AIC: Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion) ve LR: Ardışık Modifiye LR Test İstatistiğidir (Sequential Modified LR Test Statistic).

Şekil 2’de görüldüğü gibi para arzının artması ilk başta döviz kurunun azalmasına yol açmış, daha sonra bu durum istatistiksel olarak anlamsız bir artışa dönüşmüştür. Döviz kurundaki artış, (yerli paranın değer kaybetmesi) bir taraftan ihraç edilen malların ucuzlamasıyla bu mallara olan talebi artırırken, diğer taraftan da ithalatı pahalı hale getirdiği için ithal girdi maliyetlerinde ve ithal malları fiyatlarında doğrudan artışa yol açarak enflasyon artışına yol açmaktadır. Yukarıdaki şekilden de görüldüğü gibi, beklenildiği şekilde enflasyonun nominal efektif döviz kuru büyümesine tepkisi ilk 4 dönem boyunca pozitif yöndedir. Bu durum Kırgızistan ekonomisi için literatürde döviz kuru geçiş etkisi denilen (pass-through effect), döviz kurundaki artışın enflasyona yansımaları durumunun geçerli olduğunu destekler bulgulara işaret etmektedir. Ancak döviz kuru büyümesine milli gelir büyüme oranının tepkisi anlamsızdır. Özetle Kırgızistan ekonomisi için döviz kuru kanalını destekler bulguya rastlanmamıştır.



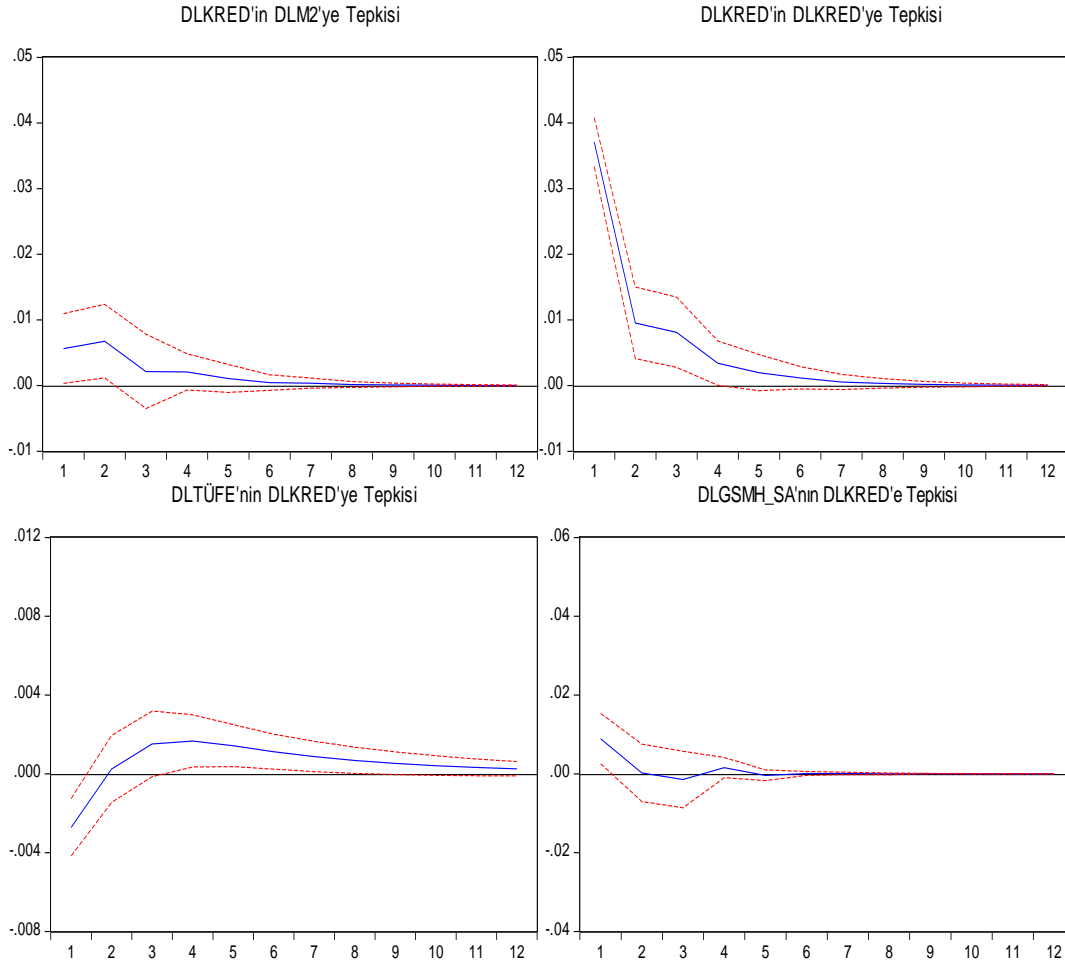
Şekil 2. Döviz Kuru Kanalının Etki-Tepki Fonksiyon Sonuçları

4.4.3. Banka Kredi Kanalı Etki - Tepki Analizi

Parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalı, ülkenin finansal sisteminin alt yapısı, makroekonomik şartlar, finansal aktivitelerin bilanço yapıları (yani aktif-pasif vadesi, döviz-ulusal para kompozisyonu vs.), para otoritesinin ülke ekonomisindeki yeri ve kredibilitesi,

finansal piyasaların derinliđi, çeřitliliđi ve etkinliđi gibi birçok etkene göre alıřmaktadır (İnan, 2001:4).

Parasal aktarım mekanizmanın kredi kanalının deđerlendirilmesinde reel M2 para arzı büyümesi, ticari bankaların toplam reel kredi miktarının büyümesi ve enflasyon oranı serileri kullanılmıřtır. Kredi kanalının VAR modelinin gecikme sayısı (2)³ olarak belirlenmiřtir. Parasal aktarım mekanizmasının banka kredi kanalı için oluřturulan VAR modelinin etki tepki analizi sonuçları Őekil 3'te görölmektedir. Buna göre reel M2 para arzı büyümesine verilen bir birimlik Őoka bankaların toplam reel kredi hacmindeki büyümenin gösterdiđi tepki ilk 2 dönemde artış yönünde olmuřtur. 2. dönem sonu itibariyle bu artış oranı azalarak ortadan kaybolmaktadır. Reel M2 para arzı büyümesi bankalardaki para fonları dıřında ekonomideki en önemli finansal kaynakları oluřturun som ve dolar cinsindeki vadeli mevduatları da bulundurmaktadır. Dolayısıyla da geniř para arzıyla kredi hacmi arasında olumlu bir iliřki söz konusu olmaktadır. Para arzı ne kadar yüksek olursa o kadar arpan etkisi yođunlařarak kredi emisyonunda artış meydana gelebilmektedir. Bankaların toplam reel kredi hacmindeki büyüme verilen bir standart sapmalıđ Őoka enflasyonun tepkisi ilk 3 dönem boyunca negatif iken sonra pozitif dönmekte ve yaklaşık 10. dönemde sönümlenmekte, gayrisafı milli hasıla büyüme oranının tepkisi ise sadece ilk dönem pozitif, sonrasında ise istatistiksel olarak anlamsızdır.



Şekil 3. Banka Kredi Kanalının Etki-Tepki Analiz Sonuçları

³ Kredi kanalı VAR analizinin gecikme sayısını belirlemede kullanılan bilgi kriterleridir FPE: Nihai Tahmin Hatası (Final Prediction Error), AIC: Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion), LR: Ardışık Modifiye LR Test İstatistiđine (Sequential Modified LR Test Statistic) dayanmaktadır.

4.5. Varyans Ayırıştırma

Varyans ayırıştırma (Variance Decomposition) analizi de tıpkı etki-tepki analizi gibi VAR modeline dayanmaktadır. Burada dışsal bir şok sonucu bir değişkende meydana gelen değişimlerin modelde yer alan diğer hangi değişkenlerden yüzde olarak ne derecede kaynaklandığı incelenmektedir. Araştırmamın bu kısmında, her bir aktarım kanalı için gayrisafi milli hasıla büyümesindeki ve tüketici fiyat endeksi büyümesindeki (enflasyondaki) değişimin yüzde kaçının VAR modelinde yer alan diğer değişkenlerden kaynaklandığı ortaya konulacaktır. Bu amaçla parasal aktarımın her bir kanalı için ayrı ayrı varyans ayırıştırma sonuçları aşağıdaki tablolarda sırasıyla gösterilmektedir.

4.5.1. Faiz Oranı Kanalının Varyans Ayırıştırma Analizi

Faiz oranı kanalının, gayrisafi milli hasıla büyümesi ve enflasyon için yapılan varyans ayırıştırma analizi sonuçları aşağıdaki tablolarda gösterilmiştir. Milli gelir büyüme oranı serisinin varyans ayırıştırması sonuçlarına göre bu seriyi kendisinden sonra en çok etkileyen serilerin sırasıyla banka kredi reel faiz oranı (FAİZ) ve para arzı büyüme oranı olduğu görülmektedir. FAİZ serisi DLGSMH_SA serisinde meydana gelen bir değişimin ilk beş ayda %1,97'lik kısmını açıklamaktadır. Banka kredi faiz oranı değişkeninin reel gayrisafi milli hasıla büyümesinde meydana gelen değişimi açıklama gücünün zayıf kaldığı görülmektedir. Bu durum ülkede faiz oranı kanalının milli hasılayı etkilemede yetersiz kaldığını ima etmektedir.

Tablo 9. Faiz Oranı Kanalı Reel Gayrisafi Milli Hasıla Büyümesinin Varyans Ayırıştırma Sonuçları

Dönem	S.H.	FAİZ	DLGSMH_SA	DLM2	DLTÜFE
1	0.044348	0.386502	99.61350	0.000000	0.000000
2	0.051276	1.751432	97.36142	0.877591	0.009552
3	0.051852	1.920780	96.63320	1.370373	0.075646
4	0.052035	1.938794	96.15464	1.754536	0.152032
5	0.052163	1.971205	96.00936	1.858457	0.160980
6	0.052184	1.985469	95.99381	1.859856	0.160861
7	0.052184	1.985432	95.99162	1.861784	0.161168
8	0.052186	1.985353	95.98971	1.863477	0.161462
9	0.052187	1.986061	95.98886	1.863621	0.161458
10	0.052187	1.986103	95.98882	1.863618	0.161459
11	0.052187	1.986228	95.98865	1.863646	0.161478
12	0.052187	1.986415	95.98846	1.863646	0.161481

Enflasyon değişkeninin varyans ayırıştırma analiz sonuçları Tablo 10'da yer almaktadır. Buna göre enflasyondaki değişimin kaynağını altıncı ayda kendisinden sonra en çok yüzde 18 oranında banka kredi faiz oranı değişkeni, yüzde 6 oranında reel M2 para arzı büyüme değişkeni ve % 0,9 oranında milli hasıla büyüme oranı oluşturmaktadır. Buradan faiz oranı kanalındaki banka kredi faiz oranının enflasyonu açıklama gücünün kuvvetli olduğunu görülmektedir.

Özetle, faiz oranı kanalının varyans ayırıştırma analizine göre, gayrisafi milli hasıla büyümesindeki değişimlerin büyük bir kısmı kendisi daha sonra da küçük bir kısmı (% 1.99) reel faiz oranı değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Modeldeki diğer bir değişkenimiz olan enflasyon oranındaki değişimin kaynağını reel faiz oranı ve reel M2 para arzı büyümesi

deęişkenleri oluřturmaktadır. Dolayısıyla, Kırgızistan’da faiz oranı kanalının reel gayrisafi milli hasılayı açıklamada geersiz olduęu, ancak enflasyon oranı üzerinde geerli olduęu sonucuna ulařılabilir.

Tablo 10. Faiz Oranı Kanalı Enflasyon Oranının Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Dönem	S.H.	FAİZ	DLGSMH_SA	DLM2	DLTÜFE
1	0.010432	18.93294	1.184147	5.566770	74.31615
2	0.011818	18.61558	0.932530	6.560988	73.89090
3	0.011995	18.29190	0.913996	6.414976	74.37913
4	0.012013	18.28856	0.919889	6.449925	74.34162
5	0.012016	18.29096	0.923213	6.468818	74.31701
6	0.012016	18.29298	0.923223	6.474628	74.30916
7	0.012016	18.29649	0.923281	6.475001	74.30522
8	0.012017	18.29956	0.923249	6.474809	74.30238
9	0.012017	18.30249	0.923238	6.474605	74.29967
10	0.012017	18.30554	0.923203	6.474362	74.29690
11	0.012017	18.30850	0.923176	6.474128	74.29419
12	0.012018	18.31149	0.923147	6.473895	74.29147

4.5.2 Döviz Kuru Kanalının Varyans Ayrıştırma Analizi

Döviz kuru kanalının varyans ayrıştırma analizi sonuçları hem milli hasıla büyümesi hem de enflasyon için sırasıyla tablolar halinde ařaęıda yer almaktadır. Tablo 11’deki sonuçlara göre gayrisafi milli hasıla büyümesindeki deęişimi kendisinden sonra en ok açıklayan deęişkenin % 2.38 ile M2 para arzı büyümesi deęişkeni olduęu görülmektedir. Dięer deęişkenlerin açıklayıcılığı ise ihmal edilebilir düzeydedir. Kısaca reel milli hasıla büyümesindeki deęişimi açıklamada nominal efektif döviz kurunun açıklayıcılık payı yetersiz kalmaktadır.

Tablo 11. Döviz Kuru Kanalı Reel Gayrisafi Milli Hasıla Büyümesinin Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Dönem	S.H.	DLGSMH_SA	DLTÜFE	DLNEDK	DLM2
1	0.044540	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.051350	98.44503	0.091832	0.292421	1.170721
3	0.052087	97.22198	0.389680	0.551569	1.836768
4	0.052234	96.88430	0.415661	0.549160	2.150884
5	0.052381	96.58126	0.428862	0.610733	2.379148
6	0.052402	96.56292	0.445905	0.613671	2.377502
7	0.052403	96.55974	0.449002	0.613773	2.377489
8	0.052407	96.54952	0.450864	0.613914	2.385702
9	0.052408	96.54821	0.452049	0.613980	2.385758
10	0.052408	96.54754	0.452399	0.613995	2.386061
11	0.052408	96.54692	0.452619	0.613997	2.386461
12	0.052408	96.54679	0.452726	0.613996	2.386493

Döviz kuru kanalında incelenmesi gereken dięer en önemli deęişken de enflasyon oranındaki deęişimin kaynağıdır. Tablo 12’de DLTÜFE deęişkeni için varyans ayrıştırması sonuçları yer almaktadır. Buna göre DLTÜFE’deki deęişimin büyük bir kısmını kendisindeki ve daha sonra sırasıyla DLNEDK’deki ve DLM2’deki deęişimden kaynaklanmaktadır. Analiz sonuçlarından görüldüęü gibi para politikasının enflasyon üzerindeki etkilerinin belirlenmesinde döviz

kurunun önemli bir gösterge işlevine sahip olduğu anlaşılmaktadır. Bu durum Kırgızistan ekonomisi için döviz kuru geçiş etkisinin (pass-through effect) geçerli olduğunu destekler bulgulara işaret etmektedir. Bütün bu değerlendirmeler kapsamında Kırgızistan'da parasal aktarım mekanizmasının döviz kuru kanalının enflasyon için etkin olarak çalıştığı söylenebilir.

Tablo 12. Döviz Kuru Kanalı Enflasyon Oranının Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Dönem	S.H.	DLGSMH_SA	DLTÜFE	DLNEDK	DLM2
1	0.010178	0.212721	99.78728	0.000000	0.000000
2	0.011891	0.421385	94.21204	4.705997	0.660580
3	0.012755	0.489468	86.40246	8.156025	4.952046
4	0.013058	0.562492	83.84191	9.257128	6.338468
5	0.013164	0.583727	83.10519	9.227869	7.083218
6	0.013209	0.590790	82.82995	9.165414	7.413841
7	0.013231	0.601275	82.71772	9.137858	7.543151
8	0.013241	0.604077	82.66706	9.126193	7.602672
9	0.013246	0.605663	82.64298	9.120411	7.630949
10	0.013248	0.606591	82.63225	9.117581	7.643579
11	0.013249	0.606919	82.62705	9.116207	7.649822
12	0.013249	0.607098	82.62458	9.115541	7.652781

4.5.3 Banka Kredi Kanalı Varyans Ayrıştırma Analizi

Banka kredi kanalının varyans ayrıştırma analizi sonuçları aşağıdaki tablolarda görülmektedir.

Tablo 13. Banka Kredi Kanalı Reel Gayrisafi Milli Hasıla Büyümesinin Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Dönem	S.H.	DLM2	DLKRED	DLGSMH_SA	DLTÜFE
1	0.044493	2.250424	2.427955	95.32162	0.000000
2	0.051231	2.091182	1.900668	95.99924	0.008907
3	0.051946	2.841168	2.053021	94.86750	0.238307
4	0.052224	3.164433	2.505351	94.08584	0.244374
5	0.052362	3.303208	2.499614	93.92145	0.275723
6	0.052396	3.299308	2.511834	93.89976	0.289096
7	0.052402	3.298487	2.527547	93.87752	0.296450
8	0.052405	3.302363	2.528262	93.86730	0.302072
9	0.052408	3.302074	2.532105	93.86058	0.305243
10	0.052409	3.302280	2.533665	93.85690	0.307151
11	0.052410	3.302478	2.534421	93.85469	0.308408
12	0.052410	3.302488	2.535113	93.85326	0.309141

Reel gayrisafi milli hasıla büyümesinin varyans ayrıştırma analizinde reel M2 para arzı büyümesinin etkisi ortalama %3.3'tür. Ayrıca üretimin varyans ayrıştırmasında kredilerin açıklama gücü çok güçlü değildir ve %2.5 civarındadır.

Kredi kanalından ulaşılan bulgular para politikası şokunun ardından, enflasyon oranında ortaya çıkan değişimlerin büyük ölçüde kendisinden, sonrasında para arzı büyümesi ve banka kredi büyümesinden kaynaklandığını göstermektedir. Buradan kredi kanalının enflasyon oranını etkileme gücünün çok yüksek olmadığı ama reel milli geliri etkileme gücüne göre daha yüksek olduğu anlaşılmaktadır. Sonuç olarak Kırgızistan'daki parasal aktarım mekanizması kanalları arasında banka kredi kanalının milli gelir büyümesinde diğer kanallara göre daha etkin olduğu belirtilebilir.

Tablo 4.14 Banka Kredi Kanalı Enflasyon Oranının Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Dönem	S.H.	DLM2	DLKRED	DLGSMH_SA	DLTÜFE
1	0.010432	10.60192	4.767908	0.027227	84.60295
2	0.012030	10.35463	3.763890	0.232835	85.64864
3	0.012563	9.788639	4.773803	0.216151	85.22141
4	0.012834	9.705251	6.058730	0.278619	83.95740
5	0.013003	9.691981	7.000378	0.302573	83.00507
6	0.013101	9.679526	7.528320	0.310694	82.48146
7	0.013163	9.660623	7.849641	0.320484	82.16925
8	0.013200	9.647264	8.041763	0.324505	81.98647
9	0.013223	9.639716	8.156884	0.327104	81.87630
10	0.013237	9.634564	8.228010	0.328881	81.80855
11	0.013246	9.631586	8.271452	0.329846	81.76712
12	0.013251	9.629751	8.298111	0.330476	81.74166

5. SONUÇ

Bu çalışmada parasal aktarım mekanizmalarından geleneksel faiz oranı kanalı, banka kredi kanalı ve döviz kuru kanalı ele alınmış ve Kırgızistan ekonomisi için geçerlilikleri incelenmiştir. Bu amaçla Ocak 2000 – Kasım 2016 dönemi arası Kırgızistan’da para politikasının enflasyon ve reel üretim üzerindeki etkilerinin hangi kanallarla gerçekleştiğine yönelik VAR yöntemi kapsamında etki – tepki ve varyans ayrıştırma analizi, Granger nedensellik testleri ve uzun dönemli ilişkiyi test etmek amacıyla Johansen eşbütünlük testleri yapılmıştır. Ancak Kırgızistan’da sermaye piyasasının gelişmemiş olmasından ve muhasebe kurumlarının açık (net) bilgi vermemesinden dolayı aktarım mekanizması varlık fiyatları kanalı ve bilanço kanalı ampirik olarak incelenememiştir. Bu çalışmada Kırgızistan için yapılan diğer çalışmalardan farklı olarak değişkenlerin nominal değil reel değerleri ele alınmıştır.

Sanayileşmiş ülkelerde faiz oranı kanalı, parasal aktarım mekanizmasının en önemli aktarım kanalı olmaktadır, Kırgızistan ekonomisi için parasal aktarım mekanizmasının faiz oranı kanalının fiyatlar üzerinde geçerli ama milli gelir üzerinde geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca varyans ayrıştırma analizlerinden faiz oranı kanalındaki banka kredi faiz oranının enflasyon değişkenini açıklama gücünün kuvvetli olduğu gözlemlenmiştir.

Bu çalışmadaki parasal aktarımın faiz oranı kanalı ile ilgili elde edilen ampirik bulgulara göre Kırgızistan’da faiz oranı kanalı milli gelir üzerinden etkin sonuçlar vermemektedir. Faiz oranı kanalının etkisini sınırlayan nedenler kısaca, Kırgızistan Merkez Bankasının şeffaf ve etkili bir faiz oranı aracı bulunmaması; Monetizasyon ve finansal aracılık düzeyinin çok düşük olması; Merkez bankasının reeskont oranının özel sektöre verilen kredileri etkilememesi; Ticari bankalar arasındaki rekabetin çok zayıf olmasına bağlı olarak kredi faiz oranlarının çok yüksek olması; Kırgızistan Merkez bankasının parasal aktarımın döviz kuru kanalına daha çok önem vermesi ve faiz oranı kanalının önemsiz kalması; Kırgızistan finansal piyasasının ve varlık piyasasının tam gelişmemiş olması şeklinde sıralanabilir.

Parasal aktarım mekanizması döviz kuru kanalı Kırgızistan ekonomisinde enflasyon oranı için etkin bir aktarım kanalı olarak görülmektedir. Kırgızistan merkez bankası döviz kuru (dolar kuru) yardımıyla ülkenin enflasyonunu etkilemektedir. Çünkü döviz kurunda meydana gelen

bir deęişiklik, döviz kuru geçiş etkisiyle enflasyonu ve fiyat istikrarını etkileyebilmektedir. Ayrıca analiz sonuçlarına göre, Kırgızistan'da döviz kuru kanalının reel üretim seviyesi üzerinde belirleyici olmadığı, ancak fiyatlar genel seviyesini ise önemli derecede etkilediđi bulunmuştur. Sonuçlara genel olarak bakıldığında, faiz oranındaki artışın enflasyonu düşürücü (kısa vadeli sermaye girişini tetikleyerek döviz kurunda düşüşe neden olması sebebiyle), döviz kurundaki artışın ise enflasyonu arttırıcı etkilere neden olduğunu destekler istatistiksel olarak güçlü sonuçlara ulaşılmıştır. Bu anlamda Kırgızistan ekonomisinde döviz kuru geçiş etkisinin (pass-through effect) kuvvetli olduğu belirtilebilir.

Kırgızistan ekonomisinde döviz kuru kanalının fiyatlar üzerinde bu kadar etkili olmasının birkaç nedeni bulunmaktadır. Birincisi, ülkede dolarizasyon düzeyi çok yüksektir. İstatistik kurumu tarafından açıklanan verilere göre kredi portföyünün dolarizasyon oranı % 42 ve mevduat dolarizasyon oranı % 51 olarak bulunmuştur. İkincisi, ülkede dalgalı kur sisteminin kullanılmasıdır. Üçüncüsü, ülke ithalatının GSMH içindeki payı oldukça fazladır. Dördüncüsü, kredi portföyünde önemli miktarda yabancı nakit para bulunması ve yurt dışında çalışanların Kırgızistan'a yaptıkları döviz havalelerinin toplam talebi etkilemesidir. Buna göre ulusal paranın değer kaybetmesi ve değer kazanması ülke refahında deęişikliğe neden olarak tüketimi ve maliyetleri etkileyecektir. Son olarak, döviz kurundaki deęişimler ihracat ve ithalata rakip malların uluslararası rekabet gücünü etkilemektedir. Kısaca yukarıdaki nedenlerden dolayı, döviz kuru piyasasına yapılan müdahale, Kırgızistan Merkez Bankasının fiyatlar genel seviyesini etkilemekte kullanabileceđi en önemli politika aracı olarak bulunmaktadır.

Parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalı için yapılan etki - tepki analizinde enflasyon oranının ve reel milli hasıla büyümesinin bankaların reel kredi hacmindeki bir birimlik şoka karşı tepkilerinin pozitif yönde olduğu görülmüştür. Dolayısıyla analiz sonuçlarına göre Kırgızistan'da reel üretimi arttırmak için parasal aktarımın banka kredi kanalı kullanılabilir. Varyans ayrıştırma analizi sonuçları da bu bulguları destekler yöndedir. Kırgızistan ekonomisinde banka kredilerinin payı düşük olmasına rağmen, varyans ayrıştırma analizine göre enflasyon oranı %8.3 oranında ve reel milli hasıla büyüme deęişimi ise %2.53 oranında kredi şokları tarafında açıklanmaktadır. Bu sonuçlara göre, Kırgızistan ekonomisi için faiz oranı ve döviz kuru kanalına göre banka kredi kanalının daha etkin çalıştığını söylenebilir.

Aktarımın banka kredi kanalının reel ekonomiyi beklenenden zayıf bir şekilde etkilemesinin bazı nedenleri; ticari bankaların merkez bankasına olan bağımlılığının çok düşük kalması; ekonomik birimlerin bankacılık sistemiyle olan entegrasyonunun düşük olması; bir işin finansmanının alternatif olarak işçilerin havaleleri tarafından finanse edilmesi; girişimcilerin işlerini öz sermayesi ile kurması, yani banka kredi faizi yüksek olduğundan kredi çekmemeleri olarak sıralanabilir.

Kırgızistan için yapılan parasal aktarım kanallarının ampirik analizlerinden elde edilen sonuçları özetleyecek olursak, Kırgızistan Cumhuriyeti Merkez Bankasının ve Hükümetinin ülkenin reel üretimini arttırmada parasal aktarımın banka kredi kanalını; fiyat istikrarını sağlamada ise döviz kuru kanalını ve faiz oranı kanalını kullanabileceđi söylenebilir.

KAYNAKLAR

Agha, A. I., N. Ahmed, Y. A. Mubarik, ve H. Shah (2005), "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Pakistan", *State Bank of Pakistan - Research Bulletin*, 1(1): 1-23.

Angeloni, I., A.K. Kashyap, B. Mojon, ve D. Terlizzese (2003), "Monetary Transmission in the Euro Area: Does the Interest Rate Channel Explain it All?", *NBER Working Paper*, No: 9984.

Atabaev, N. ve J. Ganiyev (2013), "VAR Analysis or the Monetary Transmission Mechanism in Kyrgyzstan", *Eurasian Journal of Business and Economics*, 6(11): 121-134.

Bernanke, B. S. ve M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27-48.

Bredin, D. ve G. O'Reilly (2004), "An Analysis of The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Ireland", *Applied Economics*, 36: 49-58.

Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance* (3. Baskı). New York: Cambridge University Press.

Butzen, P., Fuss C. ve P. Vermeulen (2001), "The Interest Rate and Credit Channels in Belgium: an Investigation With Micro Level Firm Data", *Brussels Economic Review*, 45(3): 5- 35.

Büyükakın, F., Cengiz V. ve A. Türk (2009), "Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye’de Döviz Kuru Kanalinın VAR Analizi", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(1): 171-198.

Camarero, M., Ordóñez J. ve C. Tamarit (2002), "Monetary Transmission in Spain: a Structural Cointegrated VAR Approach", *Applied Economics*, 34(1): 2201-2212.

Chirinko, R.S. ve U.V. Kalckreuth (2003), "On the German Monetary Transmission Mechanism: Interest Rate and Credit Channels for Investment Spending", *CESifo Working Paper Series*, No: 838.

Dale, S. ve A.G. Haldane (1995), "Interest Rates and the Channels of Monetary Transmission: Some Sectoral Estimates", *European Economic Review*, 39(9): 1611-1626.

De Bondt, G. (2002), "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level", *ECB Working Paper*, No: 136.

Dickey, D. A., ve W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427- 431.

Disyatat, P. ve P. Vongsirikul (2003), "Monetary policy and the Transmission Mechanism in Thailand", *Journal of Asian Economics*, 14(3): 389-418.

Drobyshevski, S. M., Trunin, P. V. ve M. V. Kamenskih (2008), “Analiz Transmissionnyh Mehanizmov Denejno- Kreditnoy Politiki v Rossiyskoy Ekonomike” (in Russian), *Institute of Economic Policy, Scientific Researches* No:116P.

Dovciak, P. (1999), “Transmission Mechanism Channels in Monetary Policy”, National Bank of Slovakia, Institute of Monetary and Financial Studies, DOV/ 0008.

Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons.

Gök, B. (2006), *İkili Açık Hipotezi ve Türkiye Uygulaması*, İzmir, Ege Üniversitesi Yüksek Lisans Tezi.

Gujarati, N. D. (2001), *Temel Ekonometri*, Çevirenler: Şenesen, U. ve Şenesen, G.G., İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Gündüz, L. (2001), “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması ve Banka Kredi Kanalı”, *IMKB Dergisi*, 18: 13-30.

Horvath, B. ve R. Maimo (2006), “Monetary Transmission Mechanisms in Belarus”, *IMF Working Papers*, No: 06/246.

Huseynov, E. ve R. Jamilov (2013). “Channels of Monetary Transmission in the CIS: a Review”, *Journal of Economic and Social Studies*, 3: 5-60.

Hülsewing, O., Winker, P. ve A. Worms (2001), “Bank Lending in the Transmission of Monetary Policy: A VECM Analysis for Germany”, *International University in Germany Working Paper*, No: 08.

Isakova, A. (2008), “Monetary Policy Efficiency in the Economies of Central Asia”, *Czech journal of Economics and Finance*, Cilt: 58(11/12): 525-553.

Iturriaga, F. J. L. (2000), “More on the Credit Channel of Monetary Policy Transmission: An International Comparison”, *Applied Financial Economics*, 10(4): 423-434.

Iwata, S. ve S. Wu (2006), “Estimating Monetary Policy Effects When Interest Rates are Close to Zero”, *Journal of Monetary Economics*, 53(7): 1395–1408.

İnan, E.A. (2001), “Parasal Aktarım Mekanizmasının Kredi Kanalı ve Türkiye”, *Bankacılar Dergisi*, 39: 3-19.

Kasapoğlu, Ö. (2007), “Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama”, Ankara, *TCMB Uzmanlık Tezi*.

Kashyap, A.K. ve J.C. Stein (1995), “The impact of monetary policy on bank balance sheets”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42(1): 151-195.

Keynes, J.M. (1923), *A Tract on Monetary Reform*, London: Macmillan.

Lown, C.A. ve D. Morgan (2002), “Credit Effects in the Monetary Mechanism”, *Economic Policy Review*, 8(1): 217-235.

- Mehrotra, A. N. (2007), “Exchange and Interest Rate Channels During a Deflationary Era – Evidence from Japan Hong Kong and China”, *Journal of Comparative Economics*, 35(1): 188-210.
- Mishkin, F. S. (1992), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, (3rd Edition), USA: Harper Collins Publishers.
- Mishkin, F. S. (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 3-10.
- Mishkin, F. S. (1996), “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”, *NBER Working Paper*, No: 5464.
- Mishkin, F. S. (2001), “The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy,” *NBER Working Paper*, No: 8617.
- Nagayasu, J. (2007), “Empirical Analysis of the Exchange Rate Channel in Japan”, *Journal of International Money and Finance*, 26(6): 887-904.
- Nenovsky, N. ve K. Hristov (1998), “Financial Repression and Credit Rationing Under Currency Board Arrangement for Bulgaria”, *Bulgarian National Bank, Discussions Paper*, No: 2.
- Örnek, İ. (2009), “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyiři”, *Maliye Dergisi*, 156: 104-125.
- Papadamou, S. ve Oikonomou G. (2007), The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from Eight Economies in Transition, *International Economic Journal*, 21(2): 559 – 576.
- Peek, J. ve E.S. Rosengren (1995), “Bank Regulation and the Credit Crunch”, *Journal of Banking and Finance*, 19(1): 679-692.
- Petursson, T.G. (2001), “The Transmission Mechanism of Monetary Policy: Analysing The Financial Market Pass-Through”, *Central Bank Of Iceland Working Paper*, No:14.
- Poddar, T., Sab, R. ve H. Khackhatryan (2006), “The Monetary Transmission Mechanism in Jordan”, *IMF Working Paper*, No: 06/48.
- Ramey, V.A. (1993), “How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1): 1-45.
- Romer, C. ve D. Romer (1989), “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz”, MIT Pres, *NBER Macroeconomics Annual*, 4: 121-169.
- Sezer, B. (2003), “Parasal Aktarım Mekanizması ve Türkiye’de İşleyiři”, Yüksek Lisans Tezi. Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Sims C. A. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, 36(5): 975-1000.

Smets, F. ve R. Wouters (1999), “The Exchange Rate and the Monetary Transmission Mechanism in Germany”, *De Economist*, 147(4): 489 – 521.

Starr, M. A. (2005), “Does Money Matter in the CİS? Effects of Monetary Policy on Output and Prices”, *Journal of Comparative Economics*, 33(3): 441-661.

Stock, J. H. ve M. W. Watson (2011), *Ekonometriye Giriş*, Çev.: Saraçoğlu, B., İstanbul: Efil Yayınevi.

Tarı, R. (2008), *Ekonometri*, (8. Baskı), İstanbul: Avcı ofset, Kocaeli Üniversitesi Yayını.

Taylor, J. B. (1995), “The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 11-26.

Tobin, J. (1969), “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1(1): 15-29.

Zhang, Y. ve G. Sun (2006), “China’s Consumer Credit Sector Expansion and Monetary Transmission Mechanism: What Should China’s Central Bank Do?”, *Journal of Chinese Political Science*, 11(1): 79 – 93.