

Türkiye’de Faiz Kanalı İle Parasal Aktarım Mekanizması

Seyfettin ERDOĞAN

Doç. Dr., Kocaeli Üniversitesi, İİBF
İktisat Bölümü
serdogan@kou.edu.tr

Durmuş Çağrı YILDIRIM

Arş. Gör., Kocaeli Üniversitesi, SBE
cagri.yildirim@kocaeli.edu.tr

**Türkiye’de Faiz Kanalı İle Parasal Aktarım
Mekanizması**

Özet

Parasal otoritenin kısa vadeli faiz oranlarında yapacağı bir değişiklik, doğrudan sermaye kullanım maliyetini etkileyerek firmaların yatırım davranışını ve hane halkının dayanıklı tüketim malları harcamalarını etkiler. Para politikası literatüründe, söz konusu etkileşim süreci, parasal aktarımın faiz kanalı kavramı ile ifade edilir.

Bu çalışmada, faiz kanalının işleyişi Türkiye özelinde incelenmektedir. Bu amaçla, 1995:01-2007:09 dönemine ilişkin veriler kullanılarak VAR metodolojisinden yararlanılmıştır. Elde edilen bulgular, faiz oranı kanalının parasal aktarım sürecinde önemli bir rol oynadığını göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Parasal aktarım mekanizması, faiz kanalı, VAR modeli, para politikası.

**Monetary Transmission Through Interest Rate
Channel in Turkey**

Abstract

A change in the short term interest rate made by central bank directly affects the firms’ decisions about investment expenditure and household spending on durable goods. This process is defined as interest rate channel.

The aim of this paper is to investigate empirically the interest rate channel of monetary transmission in Turkey, using a VAR method in the 1995:01-2007:09 period. The empirical findings indicate that interest rate channel plays an important role in the monetary transmission mechanism.

Keywords: Monetary transmission mechanism, interest rate channel, VAR model, monetary policy.

1. Giriş

Para politikası kararlarındaki bir değişikliğin hasıla düzeyini etkileme süreci, parasal aktarım kavramı ile ifade edilir. Faiz oranı kanalı, kredi kanalı, varlık fiyatları kanalı ve döviz kuru kanalı başlıca parasal aktarım kanallarıdır. Parasal otorite tarafından kısa vadeli faiz oranında yapılan bir değişiklik, bu kanallardan biri ya da bir kaç yardımcı ile iktisadi faaliyet hacmini etkiler.

Faiz kanalı, para politikası kararlarındaki bir değişikliğin, faiz oranları ve dolayısıyla toplam talebi etkileme sürecini ifade etmektedir. Geleneksel para politikası kanalı olarak da tanımlanan bu kanalın işleyişi aşağıdaki şekilde açıklanabilir:

- Para politikası kararlarındaki değişiklik (daraltıcı ya da genişletici para politikası)
- Reel faiz oranlarında artış ya da azalış istikametinde değişiklik
- Firmaların yatırım kararı ile tüketicilerin dayanıklı tüketim mallarına ilişkin harcama kararlarında değişiklik
- Hasıla düzeyinde değişiklik

Görüldüğü gibi, merkez bankasının temel politika aracında (örneğin, bankalar arası para piyasası faiz oranı) yapacağı değişiklik firmaların yatırım kararları ile tüketicilerin dayanıklı tüketim mallarına ilişkin harcama kararları üzerinde etkili olmaktadır. Literatürde, söz konusu değişkenler arasındaki etkileşim süreci ele alınırken, politika aracındaki değişikliğin sermaye kullanım maliyeti ve dolayısıyla yatırım ve tüketim kararı üzerindeki doğrudan etkisine vurgu yapılmaktadır.

Bu çalışmada faiz kanalının işleyişi Türkiye özelinde ele alınacaktır. Çalışma iki bölümden meydana gelmektedir. Birinci bölümde literatür araştırması, ikinci bölümde ise, ekonometrik analiz yer almaktadır.

2. Literatür Araştırması

Para politikası aktarım kanallarını teorik ve ampirik açıdan inceleyen geniş bir literatür vardır.¹ Literatüre katkı yapan çalışmalardan bazıları sadece tek bir kanalın işleyişini ele alırken, bazıları da birkaç kanalın işleyişini incelemeye çalışmıştır. Bu arada, faiz kanalının işleyişini konu alan çalışmaların sayıca pek fazla olmadığını belirtmek gerekir.

Faiz kanalını tek başına ya da diğer kanallar ile birlikte ele alan, çalışmaların bulguları aşağıdaki şekilde özetlenebilir.

¹ Bu konuda ayrıntılı bilgi için bkz. Vedat Cengiz (2007).

Taylor (1995), parasal aktarım mekanizmasını analiz etmek amacıyla basit bir çatı sunduğu çalışmasında, faiz kanalının güçlü bir kanal olduğunu belirtmiştir. Taylor'a göre para politikası kararlarındaki bir değişiklik (faiz oranındaki değişiklik) yatırım ve tüketim davranışı üzerinde kayda değer düzeyde etkili olmaktadır.

Zhang ve Sun (2006), Çin'de, tüketici kredileri sektörünün parasal aktarım sürecini nasıl etkilendiğini analiz etmek üzere, dayanıklı ve dayanıksız tüketim malları ile bir genel denge modeli kurmuşlardır. Bu model kullanılarak parasal enjeksiyonlar ile tüketici kredileri ve reel aktivite arasındaki kalitatif ve kantitatif ilişkiler araştırılmıştır. Modelde, iki temel gerekçeye dayanılarak dayanıklı ve dayanıksız mallar ayırımına gidilmiştir. Ayrıca, tüketici kredileri sektörünün dayanıklı malların satın alınması için finansman olanakları sağladığı varsayımı ileri sürülmüştür.

Mallar arasında dayanıklılık temelinde yapılan ayırımın birinci nedeni, modelde sermayenin bulunmadığı varsayımdır. Parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalı aracılığı ile ortaya çıkan etkilerinin açıklanması için, dayanıklı mallar dayanıksız mallardan ayrılmakta ve sadece dayanıklı mallar tüketiminin tüketici kredileri piyasasından finanse edildiği, dayanıksız mallar tüketiminin ise, nakit kullanımı ile gerçekleştirildiği kabul edilmektedir. Bu tür bir ayırım, para politikasının dayanıklı malların tüketimi ve üretimi üzerinde kredi kanalı ile etkili olduğu sonucunu doğurmaktadır.

İkinci neden, dayanıklı mallar sektörü görece olarak (dayanıksız mallar sektörü ile karşılaştırıldığında), faiz oranına daha fazla duyarlıdır. Söz konusu sektörel farklılıklar, faiz kanalı açısından önem arz etmektedir.

Zhang ve Sun (2006)'ın modelinde, likidite etkisi (faiz oranı kanalı aracılığı ile ortaya çıkan para politikası etkisi) ve ödünç verilebilir fonlar etkisi (kredi kanalı aracılığı ile ortaya çıkan para politikası etkisi) hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, tüketici kredisi piyasasının gelişmesi ve genişlemesi, kredi kanalını kuvvetlendirdiği gibi faiz oranı kanalının işleyişindeki etkinliği de artırmaktadır. Şöyle ki, tüketici kredileri piyasasının gelişmesi ile birlikte faiz oranındaki değişiklik tüketici davranışlarını doğrudan etkilemekte ve ardından tüketim talebini ve toplam hasılayı etkilemektedir. Bu süreç, faiz oranı kanalının etkililiği anlamına gelmektedir.

Chirink ve Kalckreuth (2003), Almanya'da firmaların sabit sermaye yatırımları açısından faiz oranı kanalı ile kredi kanalının önemini incelemişlerdir. Bu amaçla, 6,408 firmanın finansal tablo, sermayenin kullanıcı maliyeti ve kredi değerliliği (borçluların güvenilirlik göstergesi)'ne ilişkin veri seti kullanmışlardır. Çalışmada, hem faiz oranı hem de kredi kanalının önemi ortaya konmuştur. Yazarlar, faiz kanalının işleyişi açısından önem arz eden şu sonucu vurgulamışlardır: Yatırım harcamalarının faiz fiyat duyarlılığı hem istatistiki hem de ekonomik olarak önemlidir. Yaptıkları hesaplamalarına göre, nominal faiz oranlarında 100 baz puanlık bir dü-

şüş (enflasyonist beklentilerde bir revize olmadığında) iki yılda yatırım harcamalarında %7.55 ve Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'da yaklaşık %1.40'lık bir artışa yol açar. Yatırım harcamaları GSMH'yı artıracığından ötürü nominal faizlerdeki etki hasılayı artırmaktadır.

Japonya'nın 1991 – 2001 dönemine ilişkin aylık verilerini kullanan Iwata ve Wu (2006), faiz oranı kanalının en önemli aktarım kanalı olduğu sonucunu elde etmişlerdir. Euro bölgesinde para politikasının etkilerini araştıran Angeloni vd. (2003), faiz oranı kanalının işlediğine, bu kanalın dominant olmadığı yerlerde ise, banka kredi kanalının ya da diğer finansal aktarım kanallarının varlığına ilişkin kanıtlara ulaşmışlardır. Disyatat ve Vongsinsirikul (2003), Tayland'ın 1993Q1 -2001Q4 dönemine ilişkin verilerini test etmişlerdir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, yatırımların parasal şoklara duyarlı olduğunu ve bankaların para politikasının reel ekonomik faaliyetleri etkilemede önemli bir rol oynadığını, varlık fiyatları kanalı ile döviz kuru kanalının ise, görece olarak daha az önemli olduğunu göstermektedir.

Butzen, Fuss ve Vermeulen (2001), para politikasının firma davranışları üzerindeki etkilerini incelemek amacıyla Belçika ekonomisinin bütün sektörlerini kapsayan bir çalışma yapmışlardır. Çalışmada, farklı büyüklükteki firmalara ait 1985 – 1998 dönemine ilişkin veriler kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, hem geleneksel faiz oranı hem de bankaların parasal aktarım sürecinde önemli bir role sahip olduğunu göstermektedir. Diğer bir deyişle, yatırım harcamalarının parasal şoklara karşı duyarlı olduğu ve bankaların para politikasının reel ekonomiyi etkilemede önemli bir kanal işlevi gördüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Bilan ve Kryshko (2007), Ukrayna'da parasal aktarım mekanizmasını ve özellikle faiz oranı kanalının görece önemini incelemişlerdir. Bu ülkenin 1997.1 - 2003.12 dönemine ilişkin verilerinin kullanıldığı çalışmada, faiz oranı kanalının diğer parasal aktarım kanallarına göre daha üstün olduğuna ilişkin bir kanıt ulaşılamamıştır.

Yue ve Zhou (2007), Çin'in 1996.1 – 2005.8 dönemine ilişkin verilerini test etmişlerdir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, ne yatırım harcamaları ile piyasa faiz oranı arasında ne de hane halkı tüketim harcamaları ile faiz oranı arasında nedensel ilişki söz konusu değildir.

Papadamou ve Oikonomou (2007), sekiz geçiş ekonomisinin² 1996:04–2004:04 dönemine ilişkin verilerini cointegration ve Error Correction yöntemlerini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Litvanya'da kredi kanalının işleyişine ilişkin kanıtlara rastlansa da, Estonya ve Letonya'da geleneksel para kanalına ilişkin kanıtlara rastlanmıştır.

² Estonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Çek Cumhuriyeti, Slovakya, Slovenya. Bu ülkeler, Avrupa Birliği'ne 1 Mayıs 2004 itibariyle üye olmuşlardır.

Charoenseang ve Manakit (2007), Tayland'da 2000.6 – 2006.7 döneminde faiz kanalının zayıf, buna karşın banka kredi kanalının geçerli olduğunu göstermişlerdir. Yazarlar, faiz oranı kanalı ile işleyen parasal aktarımın, 2000 yılı Mayıs ayında enflasyon hedeflemesi stratejinin adaptasyonu ile birlikte zayıflamaya başladığını ifade etmişlerdir.

Agha vd (2005), Pakistan'da 1996.7 – 2004.3 dönemine ilişkin verileri kullanarak parasal aktarım mekanizmasını incelemiştir. Elde edilen bulgular, bu ülkede faiz kanalının yanı sıra banka kredi kanalı ve varlık fiyatları kanalının aktif olduğunu, buna karşın döviz kuru kanalının görece olarak daha az önemli olduğunu göstermektedir. Poddar, Sab ve Khackhatryan (2006), Ürdün'ün 1996Q1 – 2005Q1 dönemine ilişkin verilerini kullanarak faiz kanalı, kredi kanalı, varlık fiyatı kanalı ve döviz kuru kanalını incelemiştir. Elde edilen kanıtlara göre, söz konusu kanallardan hiçbiri önemli değildir.

3. Ekonometrik Analiz

Çalışmada 1995:01-2007:09 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılarak Türkiye'de parasal aktarım mekanizmasının faiz kanalının etkililiği araştırılacaktır. Bu amaçla sıklıkla VAR modelinden yararlanılmaktadır. Çünkü, VAR metodolojisi ekonomideki gelişmeler doğrultusunda parasal otoritelerce gerçekleştirilen içsel (endojen) tepki ile dışsal (eksojen) parasal etkiyi ayırt etme olanağı sağlamaktadır (Smets ve Wouters, 1999: 490).

Tablo 1. Değişkenler

DTM	Dayanıklı Tüketim Malları
FAİZ	Bankalararası Gecelik Faiz Oranı
Hİİ	Hazine İskontolu İhaleleri Faiz Oranı
SSO	Sabit Sermaye Oluşumu

VAR metodolojisinde ele alınan seriler Tablo 1'de görülmektedir. Para politikasında meydana gelen bir değişimi göstermek üzere bankalararası gecelik faiz oranı serisi modele eklenmiştir. Çünkü TCMB'nin temel politika aracı Bankalararası Para Piyasası'nda uygulanan kısa vadeli faiz oranlarıdır. Dolayısıyla para politikası kararlarındaki bir değişikliğin göstergesi olarak Bankalararası Para Piyasası faiz oranı tercih edilebilir. Uzun vadeli reel faiz oranlarını göstermek üzere modele Hazine İskontolu İhaleleri faiz oranı eklenmiştir. Para politikasındaki değişimlerin tüketim üzerindeki etkisini göstermek üzere dayanıklı tüketim malları serisi modele dahil edilmiştir. Son olarak sabit sermaye oluşumu serisi para politikası değişimlerinin sermaye yaratma etkisini incelemek üzere modele eklenmiştir.

Faiz kanalı, para politikası kararlarında gerçekleştirilen bir değişikliğin reel faizleri ardından tüketim ve yatırım harcamalarını etkileyerek hasıla düzeyini değiştirme sürecini ifade eder. Faiz kanalının işleyişinde temel anahtar değişken uzun vadeli reel faiz oranıdır. Yani kısa vadeli faiz oranında gerçekleştirilen bir değişiklik reel faizleri etkileyerek toplam talebin temel bileşenleri olan tüketim ve yatırım harcamalarını, sonrasında ise hasıla düzeyini değiştirir.

Modelde FAİZ serisi dışındaki serilerin logaritmaları alınmıştır. Serilerin mevsimsellik durumları araştırılmış ve SSO serinin mevsimsel etkiye sahip olduğu görülmüştür. SSO serisinin mevsimsellik etkisinden arındırılması için Census X12 yöntemi kullanılmıştır. Hİİ serisi Hazine Müsteşarlığı'ndan diğer seriler ise TC Merkez Bankası'ndan elde edilmiştir. Hİİ serisi TÜFE serisinden elde edilen endeks yardımı ile reel hale getirilmiştir. Hesaplamalarda E-views 6.0 paket programı kullanılmıştır. Granger ve Newbold, durağan olmayan zaman serileri kullanılarak elde edilen sonuçlarda sahte regresyon problemiyle karşılaşabileceğini göstermiştir (Granger, ve Newbold, 1974). Bu nedenle çalışmada serilerin durağanlıkları önce ADF testi sonrasında Zivot Andrews (1992) testi ile araştırılmıştır.

3.1. Dickey-Fuller ve Augmented Dickey-Fuller Testleri

Dickey ve Fuller (1979) serilerdeki birim kökün varlığını geleneksel yolla hesaplanan t istatistiği yerine geliştirdikleri τ istatistiği ile araştırmışlardır. Dickey ve Fuller'in birim kökün araştırılmasında kullandıkları hipotezler ve modeller aşağıdaki gibidir (David A. Dickey ve Fuller, 1979; David A. Dickey ve Fuller, 1981).

$H_0: \rho = 1$:Birim kök var (seri I(1))

$H_1: \rho = 0$:Birim kök yok (seri I(0))

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Analiz sonucunda τ istatistiğinin mutlak değeri, DF ya da ADF kritik değerinden büyük ise, serinin durağan olmadığını öne süren temel hipotez yerine durağan olduğunu öne süren alternatif hipotez kabul edilmektedir (Gujarati, 2006: 720). Diğer taraftan serinin birim köke sahip olduğunu öngören temel hipotezin kabul edilmesi durumunda serinin farkının alınması gerekmektedir. Aksine alternatif

hipotezin kabul edilmesi durumunda ise serinin trend durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

3.2. Dickey-Pantula (1987) Testi

Dickey-Pantula (1987), bazı serilerin birinci farklarının alınmasının birim kök sorununu ortadan kaldırmadığını ve bu nedenle birden çok fark alınmasının gerekebileceğini söylemişlerdir. Bir birim kökün var olması durumunda kullanılan $\Delta y_t = a_0 + \gamma_{t-1} + \varepsilon_t$ eşitliği yerine aşağıdaki hipotezler ve eşitlik kullanılmaktadır (Dickey ve Pantula, 1987: 455-461; Enders, 1995).

$$H_0 = I(2), \quad H_1 = I(1).$$

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Eşitlikte β_1 parametresinin sıfıra eşit olup olmadığı sınanmaktadır. $\beta_1 = 0$ varsayımını yapan temel hipotez reddedilmezse serinin I(2) olduğu sonucuna varılmaktadır (Enders, 1995: 227).

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Yukarıdaki eşitlikte ise $\beta_1 < 0$ ve $\beta_2 = 0$ olduğunu varsayan temel hipotez ile, serinin durağan olduğunu öne süren alternatif hipotez sınanır. Serinin birinci farkının alınması durumunda birim kökün ortadan kalktığını öngören temel hipotez reddedilmekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir. Bu bağlamda “r” tane birim köke sahip serinin durağanlık analizi aşağıdaki eşitlik ile yapılmaktadır (Enders, 1995: 228).

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Zaman serisi analizlerinde ele alınan döneme göre seriler yapısal kırılmaya sahip olabilmektedir. Ancak serilerin durağanlığının yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri ile araştırılması sonucunda durağanlık hakkında yanlış bilgilere ulaşılması söz konusu olabilmektedir. Seride meydana gelen yapısal kırılma, serinin ortalamasını, trendini ya da hem ortalamasını hem de trendini etkileyebilmektedir. ADF testi yapısal kırılmayı dikkate almadığından dolayı bu çalışmada serilerin durağanlığının araştırılmasında hem ADF hem de Zivot Andrews (1992) testleri birlikte kullanılmıştır.

3.3. Zivot Andrews (1992) Birim Kök Testi

Perron, makroekonomik zaman serilerinin bir birim kök ile karakterize edilemeyeceğini aslında serilerdeki dalgalanmaların geçici olduğunu söylemektedir. Makroekonomik göstergelerdeki şokların, kalıcı bir etki bıraktığını öne sürmüştür. Bu bağ-

lamda, 1929 Büyük Bunalımı'nı ve 1973'teki petrol fiyatlarındaki şoku ele almıştır. Serilerin 1929 Büyük Bunalımı veya 1973 petrol fiyat şokunda trendde bir kırılma ile trend durağan olduğunu öne süren alternatif hipoteze karşı birim kök içerdiğini öne süren temel hipotezi kullanarak serilerin durağanlığını araştırmıştır. Perron (1989)'un çalışması kırılmayı göz önüne almayan birim kök testleri sonucunda fark durağan çıkan bazı serilerin bir yapısal kırılma ile trend durağan olduğunu göstermiştir. Zivot Andrews, Perron'un varsayımlarını kullanmışlardır. Zivot Andrews testi, Perron testinin kırılmayı dışsal kabul etmek yerine içsel olarak hesaplayan bir varyasyonudur (Perron, 1989; Zivot Andrews, 1992).

Kırılmayı içsel olarak belirleyen Zivot Andrews testinde, serilerin durağanlık durumunun incelenmesinde 3 model kullanılmaktadır. Bu modeller aşağıdaki gibidir (Zivot ve Andrews, 1992: 253):

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (7)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (9)$$

Model A'da kırılma, sadece serinin ortalamasında (sabitinde) görülmektedir. Model B'de sadece trendde kırılma görülmektedir. Model C'de ise hem sabitte hem de trendde kırılma görülmektedir. Modellerde, t (1,2,3, ...) dönem sayısını göstermektedir. TB kırılma zamanıdır. Denklemlerdeki $DU_t(\lambda)$ ve $DT_t(\lambda)$ yapay değişkenleri, sırasıyla sabit ve trenddeki kırılmayı göstermektedirler. $DU_t(\lambda)$ kukla değişkeni için, $t > TB$ olduğu durumda $DU_t(\lambda) = 1$, diğer durumlarda $DU_t(\lambda) = 0$ değerini almaktadır. Diğer taraftan $DT_t(\lambda)$ kukla değişkeni için $t > TB$ olması durumunda $DT_t(\lambda) = t - TB$ ve aksi durumda 0 değerini almaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 253-254).

Zivot Adrews testinin hipotezleri Perron (1989) testinde kullanılan hipotezlerdir. Zivot Andrews testinde, seride $1 < TB < t$ zamanında bir yapısal kırılma ile birim köke sahip olduğunu öne süren temel hipoteze karşı serinin trend fonksiyonunda T_B zamanında içsel bir değişme ile trend durağan olduğunu söyleyen alternatif hipotez analiz edilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 254).

Tablo 2 ve Tablo 3'de serilerin ADF-Dickey Pantula testleri ile Zivot-Andrews test sonuçları görülmektedir.

Tablo 2. ADF ve Dickey Pantula Test Sonuçları

Değişkenler	ADF TESTİ			DICKEY PANTULA TESTİ		
	Test istatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Test istatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)
DTM	-2.75 (12)	-4.02	-3.44	-2.96 (11)	-2.58	-1.94
FAİZ	-3.84 (7)	-3.47	-2.88	-	-	-
Hİİ	-5.39 (9)	-3.47	-2.88	-	-	-
SSO	-1.55 (3)	-4.02	-3.44	-4.57 (2)	-2.58	-1.94

Parantez içindeki rakamlar, ilgili değişkenin birim kök testi için en küçük AIC değerlerini veren gecikmeleri göstermektedir.

Tablo 2'deki sonuçlar incelendiğinde FAİZ ve Hİİ serileri düzeyde durağan, DTM ve SSO serisi ise fark durağandır. Ancak önceden açıklandığı gibi yapısal kırılmayı göz önüne almayan birim kök testi kullanılması durumunda serilerde var olabilecek yapısal kırılma, durağanlıkla ilgili yanlış sonuçlara ulaşılmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla Zivot-Andrews testine başvurulmuştur. Test sonuçları Tablo 3'de görülmektedir.

Tablo 3. Zivot Andrews Test Sonuçları

Değişkenler	Model A				Model B				Model C			
	Minimum t istatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Kırılma Dönemi	Minimum t istatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Kırılma Dönemi	Minimum t istatistiği	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)	Kırılma Dönemi
DTM	-4.736	-5.43	-4.8	-	-2.971	-4.93	-4.42	-	-4.607	-5.57	-5.08	-
FAİZ	-5.301	-5.43	-4.8	71	-5.302	-4.93	-4.42	75	-5.712	-5.57	-5.08	71
Hİİ	-3.891	-5.43	-4.8	-	-6.336	-4.93	-4.42	41	-6.308	-5.57	-5.08	39
SSO	-3.077	-5.43	-4.8	-	-3.574	-4.93	-4.42	-	-5.652	-5.57	-5.08	73

Uygun gecikme için AIC seçim kriteri kullanılmıştır.

Tarihler itibari ile 39. dönem 1998M3, 41. dönem 1998M5, 71. kırılma dönemi 2000M11, 73. dönem 2001M1, 75. dönem 2001M3 karşılık gelmektedir. Kırılma dönemleri incelendiğinde 2000M11 ve 2003M3 dönemi kriz dönemi olduğu için bu dönemde ortaya çıkan kırılmalar tutarlıdır. Diğer taraftan 1998 yılında görülen kırılmalar Türkiye ekonomisinde 1999 yılında uygulanan ekonomik istikrar programının öncesinde ekonomide gözlenen sorunlardan kaynaklandığı tahmin edilmektedir.

Tablo 3’deki sonuçlar incelendiğinde DTM serisinin ADF testine uygun şekilde fark durağan çıktığı görülmektedir. Diğer taraftan FAİZ, SSO ve Hii serileri ise Zivot Andrews testi sonucunda C Modeline uygun olarak hem sabitte hem de trendde bir kırılma ile trend durağan çıkmaktadırlar. Bu sonuçlar ışığında DTM serisinin birinci farkı alınarak, diğer üç seri C Modeli (sabit ve trendli model)’ne göre durağanlaştırılmıştır.

Serilerin durağanlığının sağlanmasının ardından seriler arasındaki ilişkilerin incelenmesi için VAR modeline geçilebilir. Ancak VAR modelinde kullanılacak gecikme önemlidir. Bu nedenle optimum gecikmenin sağlanması için LR (Likelihood Ratio), AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion), FPE (Final prediction error) ve HQ (Hannan-Quinn information criterion) bilgi kriterlerine başvurulmuştur. Test sonucunda LR, FPE ve AIC değerlerinin 3. gecikme için minimum değer verdiği, SC ve HQ değerlerinin ise 0 gecikme için minimum değer verdiği görülmektedir. Bu sonuçlara göre VAR modelinde 3 gecikme kullanılmasının uygun olduğuna karar verilmiştir.

VAR modelinde sonuçları etkileyebilecek diğer önemli husus, serilerin VAR analizine hangi sıralama ile sokulması gerektiğidir. Serilerin analize sokulacağı sıra nedensellik testleri ile araştırılabilir.

İktisadi değişkenlerin zaman içerisinde birlikte hareket ettikleri varsayımı üzerine kurulan VAR modeli, genellikle kuramdan bağımsız ya da en azından az önsel bilgi kullanılarak oluşturulmaktadır (Johnston ve Dinardo, 1996: 297; Gujarati, 2006: 749).

Bu çalışmada Türkiye’de ele alınan dönemde faiz kanalının işleyişi araştırılacaktır. Dolayısıyla VAR modelinde kullanılması gereken sıralamanın saptanmasında, nedensellik testleri yerine kuramda açıklanan mekanizma kullanılmalıdır.

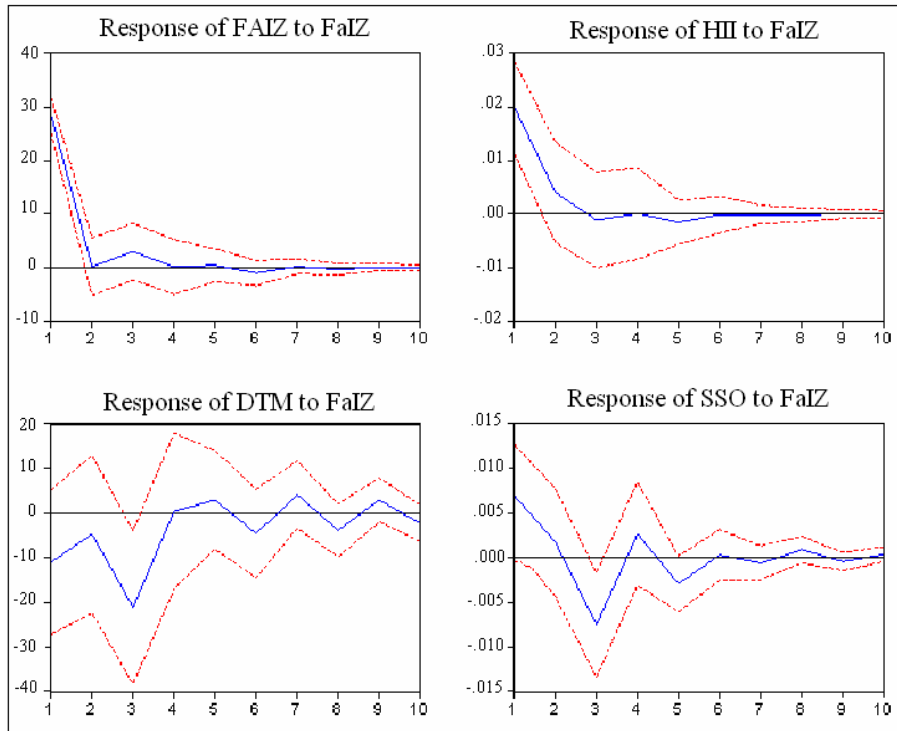
Tablo 4. VAR Modeli Sıralaması

Politika Değişkeninde Değişiklik (Artış ya da Azalış)	→ Reel Faiz Oranı Değişiklik	→ Toplam Talepte Değişiklik (Yatırım Harcamaları, Tüketim Harcamalarında Değişiklik)
FAİZ	→ Hii	→ DTM , SSO

3.4. Etki Tepki Analizi

VAR analizinde kullanılacak optimum gecikme uzunluğu ve serilerin sıralanmasından sonra seriler arasındaki ilişkilerin incelenmesine geçilebilir. Bunun için ilk ola-

rak etki tepki analizi ele alınacaktır. Etki tepki fonksiyonu her içsel değişkene verilecek bir şoka serinin kendisinin ve diğer içsel değişkenlerin vereceği tepkilerin ölçülmesi için kullanılmaktadır. Böylelikle herhangi bir değişkende beklenmedik bir şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisi ölçülebilmektedir. Etki tepki analizi için önemli bir nokta, serilere verilen bir şokun bir periyot sonunda ortadan kalkması ve modelin istikrarlı dengeye kavuşması gerektiğidir. Model istikrarlı dengeye kavuştuğunda serilerdeki değişme duracaktır. Modelin istikrarlı dengeye kavuşmaması durumunda en başta yaşanan şoka karşılık diğer içsel değişkenlerin verdikleri tepkiler geri besleme etkisi ile daha da büyüyecek böylece her sonraki periyotta daha büyük bir şok ortaya çıkacaktır (Pindyck ve Rubinfeld, 1991: 385-386). Etki tepki analizinin doğru ölçümü ancak böyle sağlanabilmektedir. Etki Tepki fonksiyonundan elde edilen sonuçlar Şekil 1’de görülmektedir.



Şekil 1. Etki Tepki Analizi

Şekil 1’deki sonuçlar incelendiğinde FAİZ serisine verilecek bir birimlik pozitif şoka karşılık Hİİ serisinde bir artış meydana gelmektedir. Söz konusu artış 2. aydan sonra istatistiksel olarak anlamlılığını kaybetmektedir. Reel faiz oranı, enflasyon ora-

nından arındırılmış nominal faiz oranını göstermektedir. Buna göre daraltıcı bir para politikası (nominal faiz oranının düşüşü) karşısında reel faiz oranlarındaki yükselme eğilimi ortaya çıkmakta ancak kısa sürede bu etki ortadan kalkmaktadır. FAİZ serisine verilen şoka karşılık DTM serisinin verdiği tepki incelendiğinde 3. ayda bir düşüş meydana geldiği görülmektedir. Daraltıcı para politikası uygulaması, 3. ayda tüketim harcamalarında bir düşüşe neden olmaktadır. Bu durum teorik beklenti ile uyumludur. Son olarak FAİZ serisine verilen bir birimlik şoka karşılık SSO serisinin 3. ayda düştüğü görülmektedir. Diğer bir değişle yatırım harcamalarının maliyetlerinden biri olan faiz oranındaki yükselme, teori ile tutarlı bir şekilde yatırım harcamalarında bir azalmaya neden olmaktadır. Son durum daraltıcı para politikasının, tüketim harcamaları ile eş zamanlı olarak yatırım harcamalarında da bir düşüşe neden olduğunu göstermektedir. Ancak önemle belirtmesi gereken diğer bir durum, kesikli çizgilerin 0 seviyesinin altında ya da üstünde kaldığı durumlarda şokun etkisi istatistiksel olarak anlamlıdır. Kesikli çizgilerin, 0 çizgisini içine aldığı durumlarda etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Örneğin FAİZ serisine verilen bir birimlik şoka karşılık SSO serisi başlangıçta yükselme eğilimindedir. Ancak bu artış istatistiksel olarak anlamlı değildir.

3.5. Varyans Ayrıştırması

VAR modelinin dinamik hareketinin karakterize edilmesinin diğer bir yolu ise varyans ayrıştırması analizidir (Pindyck ve Rubinfeld, 1991: 389). Varyans ayrıştırması analizinde bir değişkende meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendisi ve yüzde kaçının diğer değişkenlerce açıklandığı analiz edilmektedir. Böylelikle varyans ayrıştırması ile serilerde meydana gelen değişimlerin kaynakları araştırılabilmektedir. Varyans ayrıştırmasından elde edilen sonuçlar Tablo 5’de görülmektedir.

Tablo 5’de Hİİ serisinin varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde bu seriyi kendisinden sonra en çok etkileyen serinin FAİZ serisi olduğu görülmektedir. FAİZ serisi Hİİ serisinde meydana gelen bir değişimin ilk iki ayda sırası ile %10 ve %9’luk kısmını açıklamaktadır. 10. ayda bu değer %9’dur. DTM serisinin varyans ayrıştırması incelendiğinde bu seride meydana gelecek bir değişimi ilk iki ay en çok Hİİ açıklarken, üçüncü ayda %6 ile FAİZ oranı serisi açıklamakta, 10. aya gelindiğinde ise SSO serisinin açıklama gücünün %26 olduğu görülmektedir. Son olarak SSO serisinin varyans ayrıştırması sonuçlarına göre seride meydana gelen bir değişimi kendisinden sonra en çok açıklayan değişkenin FAİZ serisi olduğu görülmektedir. SSO serisinde meydana gelen bir değişimin ilk üç ayda FAİZ serisi yaklaşık %5’lik kısmını açıklamakta, bu değer 10. ayda %15’e çıkmaktadır.

Tablo 5. Varyans Ayrıştırması

Variance Decomposition of FAIZ:				
Periyot	FAIZ	HII	DTM	SSO
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	84.55112	3.551024	6.621597	5.276262
3	77.87194	11.04068	5.890563	5.196815
10	72.94934	11.96801	9.048245	6.034410
Variance Decomposition of HII:				
Periyot	FAIZ	HII	DTM	SSO
1	10.60540	89.39460	0.000000	0.000000
2	9.619225	88.40882	0.032067	1.939890
3	9.541683	88.10263	0.039491	2.316197
10	9.224653	82.08892	2.098443	6.587983
Variance Decomposition of DTM:				
Periyot	FAIZ	HII	DTM	SSO
1	0.015181	2.839099	97.14572	0.000000
2	3.206540	4.412773	91.72953	0.651161
3	6.776387	4.328262	88.07151	0.823839
10	8.297728	4.938804	60.31011	26.45336
Variance Decomposition of SSO:				
Periyot	FAIZ	HII	DTM	SSO
1	5.344870	0.141963	2.819881	91.69329
2	5.912732	0.868095	3.654221	89.56495
3	6.601997	5.568137	3.626306	84.20356
10	15.19061	7.745379	9.024862	68.03915

VAR analizinden elde edilen sonuçların güvenilirliğinin araştırılması için bazı testlere başvurulabilir. İlk olarak VAR modelinin otokorelasyona sahip olup olmadığı araştırılmıştır. Bunun için LM testi kullanılmıştır. Test sonuçlarına göre bütün olasılık değerleri 0,05'ten büyük olmasından dolayı modelin otokorelasyona sahip ol-

madığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan VAR modelinin durağan bir yapıda olup olmadığının incelenmesi için birim köklere bakılmıştır. Bütün köklerin birim çember içerisinde olduğu görülmüştür. Dolayısıyla köklerin birim çember içerisinde kalması VAR modelinin durağan olduğunu göstermektedir. Diğer bir analiz VAR modelinin değişen varyansa sahip olup olmadığına yöneliktir. Bu analiz ile elde edilen Ki-kare değerinin 352 ve olasılık değerinin de 0,162 olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgulara göre modelin değişen varyansa sahip olmadığını öne süren temel hipotez kabul edilmekte ve modelde değişen varyans sorununun mevcut olmadığı görülmektedir. Son olarak normallik testi yapılmış ve Ki-kare değerinin 356.7 olduğu ve Ortak olasılık değeri (Joint probability) değerinin de 0,00 olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgulara göre hata terimlerinin normal dağılmadığını öne süren temel hipotez reddedilmekte ve serinin normal dağılımlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu çalışmada normal dağılım varsayımı göz ardı edilmiştir.

4. Sonuç

Çalışmada etki tepki fonksiyonundan elde edilen sonuçlara göre kısa vadeli faiz oranındaki bir değişiklik 2. ayda uzun dönemli reel faiz oranında yükselişe, 3. ayda ise toplam talebin temel bileşenleri olan yatırım malları harcamaları ile dayanıklı tüketim malları harcamalarında azalışa neden olmaktadır. Buna göre Türkiye’de faiz kanalı etkili bir parasal aktarım kanalıdır. Ancak önemli belirtmek gerekir ki, kısa vadeli faiz oranındaki bir değişikliğin yatırım harcamaları ve dayanıklı tüketim mali harcamaları üzerindeki etkisi kısa sürelidir.

Kaynakça

Agha, Asif Idrees, Noor Ahmed, Yasir Ali Mubarik ve Hastam Shah (2005), Transmission Mechanism of Monetary Policy in Pakistan, State Bank of Pakistan – Research Bulletin, 1, (1), 1-23.

Angeloni, Ignazio, Anil K. Kashyap, Benoit Mojon ve Daniele Terlizzese, (2003), “Monetary Transmission in the Euro Area: Does the Interest Rate Channel Explain it All?”, NBER Working Paper, No: 9984, 1 – 41.

Bilan, Olena ve Maxim Kryshko (2007), “Does Monetary Policy Transmission in Ukraine Go Through The Interest Rates?”, EERC Working Paper Series, 1-84. Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=986204>

Butzen, Paul, Catherine Fuss ve Philip Vermeulen (2001), The interest rate and credit channels in Belgium: An investigation with micro-level firm data, The National Bank of Belgium Working Paper, No:18, 1-43.

Cengiz, Vedat (2007), Parasal Aktarım Mekanizmasında Kredi Kanalının Etkinliği Üzerine Bir Analiz: Türkiye Örneği (1990-2006), Kocaeli Üniversitesi SBE, Yayınlanmamış Doktora Tezi.

Charoenseang, June and Pornkamol Manakit (2007), Thai Monetary Policy Transmission In An Inflation Targeting Era, Journal of Asian Economics, 18, 144 – 57.

Chirink, Robert S. ve Ulf von Kalckreuth (2003), On The German Monetary Transmission Mechanism:Interest Rate And Credit Channels For Investment Spending, CESifo Working Paper, No: 838, 1-43.

Dickey, David 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, 427 – 431.

Dickey, David A., ve W. A. Fuller (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Econometrica, 49, (4), 1057-1072.

Dickey, David A. ve S. G. Pantula (1987), Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes, Journal of Business & Economic Statistics, 5, (4), 455-461.

Disyatat, Piti ve Pinnarat Vongsinsirikul (2003), Monetary policy and the Transmission Mechanism in Thailand, Journal of Asian Economics,14,389–418.

Enders, Walter (1995), Applied Econometric Time Series, United States of America: John Wiley&Sons, Inc..

Granger, C.W.J., ve P. Newbold (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111-120.

Gujarati, Damodar N. (2006), *Temel Ekonometri*, 4. b., çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Iwata, Shigeru ve Shu Wu (2006), Estimating monetary policy effects when interest rates are close to zero, *Journal of Monetary Economics*, 53, 1395–1408.

Johnston, J. ve J. Dinardo (1996), *Econometric Methods*, 4. ed., New York: McGraw-Hill/Irwin Inc..

Papadamou, Stephanos ve Georgios Oikonomou (2007), The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from Eight Economies in Transition, *International Economic Journal*, 21, (4), 559 – 76.

Perron, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 6, 1361-1401.

Pindyck, R., D. Rubinfeld (1991), *Econometric Models And Economic Forecasts*, McGraw-Hill Company.

Poddar, Tushar, Randa Sab ve Hasmik Khackhatryan (2006), The Monetary Transmission Mechanism in Jordan, *IMF Working Paper*, WP/06/48, 1-26.

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

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

Yue Yi-ding ve Shuang – hong Zhou (2007), Empirical Analysis of Monetary Policy Transmission, *Chinese Business Review*, 6, (3), 6-13.

Zhang, Yanchun ve Guofeng 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.

Zivot, E. ve Donald W. K. Andrews (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol:10, No:3.