



# JEES

Journal of Empirical Economics and Social Sciences

Uygulamalı Ekonomi ve Sosyal Bilimler Dergisi

Cilt/Volume: 6 Sayı/Issue: 2 Eylül/September 2024 ss./pp. 50-69

C. Taşdemir, M. A. Arvas <http://dx.doi.org/10.46959/jees.1559335>

## SWAP KANALI ÜZERİNDEN PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ\*

Cesim TAŞDEMİR 

Prof. Dr. M. Akif ARVAS 

### ÖZET

*Para politikasının aktarımı, Merkez Bankası'nın para politikası araçlarında yaptığı değişikliklerin iktisadi faaliyete ve enflasyona nasıl yansıdığını açıklar. Bu aktarım süreci karmaşıktır ve ekonomi üzerindeki etkisinin zamanlaması ve boyutu konusunda büyük ölçüde belirsizlik bulunmaktadır. Bu çalışmada parasal aktarım mekanizmasının öncü göstergeler üzerine etkisi swap kanalı üzerinden Türkiye ekonomisi için araştırılmıştır. Çalışmada, 2006:1-2021-4 çeyrek dönem verileri kullanılarak Vektör Otoregresyon Modeli (VAR) tahmin sonuçları değerlendirilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, Türkiye'de uygulanan para politikasında ortaya çıkan bir birimlik bir şok SWAP üzerinden, üretim, fiyatlar ve para arzında istatistiki olarak anlamlı etkiler meydana getirmektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Parasal Aktarım Mekanizması, SWAP Kanalı, M2 Para Arzı, Sanayi Üretim Endeksi, TUFEE.

**JEL Kodları:** E12, E42, E51.

## MONETARY TRANSMISSION MECHANISM VIA SWAP CHANNEL: EVIDENCE FROM TÜRKİYE

### ABSTRACT

*The transmission of monetary policy describes how changes made by the Reserve Bank to its monetary policy settings flow through to economic activity and inflation. This process is complex and there is a large degree of uncertainty about the timing and size of the impact on the economy. In this study, the effect of the monetary transmission mechanism on leading indicators was investigated for the Turkish economy through the swap channel. The study evaluated the estimation results of the Vector Autoregression Model (VAR) using 2006:1-2021-4 quarterly data. According to the estimation results,*

\* Bu makale Cesim TAŞDEMİR'in "Parasal Aktarım Mekanizması Swap Kanalı: Türkiye Örneği" başlıklı yüksek lisans tez çalışmasından yararlanılarak hazırlanmıştır

\* T.C.M.B. Van Şubesi, Van/ Türkiye. E-mail: [cesim.tasdemir@tomb.gov.tr](mailto:cesim.tasdemir@tomb.gov.tr)

\* Van Yüzcüncü Yıl Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, Van/ Türkiye. E-mail: [aarvas@yyu.edu.tr](mailto:aarvas@yyu.edu.tr)

#### **Makale Geçmişi/Article History**

Başvuru Tarihi / Date of Application : 04 Ağustos / August 2024

Düzeltilme Tarihi / Revision Date : 29 Ağustos / August 2024

Kabul Tarihi / Acceptance Date : 28 Eylül / September 2024

50

**Research Article**

*a one-unit shock in the monetary policy implemented in Turkey creates statistically significant effects on production, prices and money supply through SWAP mechanism.*

**Keywords:** *Monetary Transmission Mechanism, SWAP Channel, M2 Money Supply, Industrial Production Index, CPI*

**JEL Codes:** *E12, E42, E51*

## 1. GİRİŞ

Para politikası büyük ölçüde ekonomideki toplam talep üzerindeki etkisi yoluyla çalışmakta ancak arz kapasitesinin eğilimi üzerinde çok az doğrudan etkisi vardır. Aksine, uzun vadede para politikası, mal ve hizmetlerin nominal veya parasal değerlerini, yani genel fiyat düzeyini belirler. Aynı noktaya değinmenin eşdeğer bir yolu, uzun vadede para politikasının özünde paranın değerini belirlediğini söylemektir; genel fiyat seviyesindeki hareketler paranın satın alma gücünün zaman içinde ne kadar değiştiğini gösterir. Enflasyon bu anlamda parasal bir olgudur. Ancak para politikası değişikliklerinin kısa ve orta vadede reel aktivite üzerinde etkisi olduğunu unutmamak gerekir. Her ne kadar para politikası uzun vadede fiyat seviyesinin baskın belirleyicisi olsa da, kısa vadede fiyat seviyesi hareketleri üzerinde başka birçok potansiyel etki de bulunmaktadır. Para politikası değişikliklerinden ekonomi üzerindeki nihai etkilerine kadar uzanan nedensellik zincirinde çeşitli bağlantılar vardır.

Merkez bankaları ekonomik dalgalanmaları yönetmek ve fiyat istikrarını sağlamak için sıklıkla para politikasını kullanmakta bu da enflasyonun düşük ve istikrarlı olması anlamına gelmektedir. Gelişmiş ekonomilerin birçoğunda merkez bankaları açık enflasyon hedefleri belirlemektedir. Gelişmekte olan birçok ülke de enflasyon hedeflemesine geçiyor. Merkez bankaları para politikasını genellikle açık piyasada menkul kıymet alıp satarak para arzını ayarlayarak yürütürler. Açık piyasa işlemleri kısa vadeli faiz oranlarını etkiler, bu da uzun vadeli faiz oranlarını ve ekonomik aktiviteyi etkiler. Merkez bankaları faiz oranlarını düşürdüğünde para politikası gevşetilirken, oranları artırdıklarında ise para politikası sıkılaşmaktadır.

Parasal aktarım mekanizması, nominal para stokunda veya kısa vadeli nominal faiz oranında politika kaynaklı değişikliklerin toplam çıktı ve istihdam gibi gerçek değişkenleri nasıl etkilediğini açıklar.

Bu çalışmada, ilgili yazında neredeyse hiç yer almayan Türkiye’de SWAP kanalının parasal aktarım mekanizması içindeki rolü incelenecektir. Parasal aktarım mekanizmasının enflasyon ve diğer unsurlar üzerindeki etkisi, hem yabancı hem de yerel çalışmalarda, genellikle kredi ve döviz kurları üzerinden araştırılmıştır. Dolayısıyla bu çalışma bu alanda ki eksikliği tamamlamaktadır. Araştırmada literatürde sıklıkla kullanılan yöntemlerden biri olan Vektör Otoregresyon Modeli (VAR) kullanıldı ve 2006:1-2021:4 dönemi arasındaki çeyrek dilimlik veriler kullanıldı. Çalışmada, para politikasına uygulanan şokun ardından SWAP, üretim, fiyatlar ve para arzının nasıl değişeceğini tahmin

edilmektedir. Çalışma, para politikasına uygulanan şokların ve analiz edilen değişkenlere ait tepkilerin dinamik olarak gösterildiği ve bu tepkilerin öneminin vurgulanmasına olanak tanıdığı için VAR modelini seçmiştir. Sonuç olarak, Türkiye'de uygulanan para politikasına ait şokların SWAP, fiyatlar, üretim ve para arzında önemli bir etkiye sahip olduğu görülmüştür.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Parasal aktarım mekanizmasının piyasalar ve mikro ve makro göstergeler üzerine etkilerini ölçen çok sayıda çalışma mevcuttur. Bunların önemli bir kısmı gelişmiş ülkeler nezdinde yürütülmüşken bir kısmı da gelişmekte olan ülkeler özelinde yapılmıştır. Örneğin, Amerika Birleşik Devletleri için Bernanke ve Blinder (1988 ve 1992) ve Christiano ve diğerleri (1999) çalışmalar yaparken, Avro bölgesi ve Almanya ve İtalya gibi Avro ülkeleri için ağırlıklı olarak gelişmiş pazarlara Peersman ve Smets (2001), Van Els ve diğerleri (2003), Winker (1999) ve Cottarelli ve diğerleri (1995) gibi yazarlar odaklanmaktadır. Bu çalışmalar esas olarak geleneksel faiz oranı değişimlerinin reel aktivite ve enflasyon üzerindeki etkisi ile ilgilidir. İlgili literatür ağırlıklı olarak geleneksel faiz oranı değişimlerinin reel aktivite ve enflasyon üzerindeki etkilerini incelemiş ancak gelişmekte olan piyasalara az sayıda çalışma odaklanmıştır (örneğin, Tai vd., 2012; Aziakpono ve Wilson, 2013; Can vd., 2020; Wang ve diğ, 2009). Catao ve Chang (2010) çalışmasında, Merkez Bankasının kredi kanalı politikası ile makro ekonomi üzerinde önemli etkiler meydana getirdiğini modelin SVAR tahmin sonucuna dayanarak ortaya atmışlar, gelişmekte olan ülkelerde ortaya çıkan etkilerin gelişmiş ekonomilerdeki etkilere oldukça benzer olduğu sonucuna varmışlardır. Bhattachariya ve Mukherjee (2011) ise dokuzu gelişmiş onyedisi ise yükselen ve gelişmekte olan ülke örneklemini kullanarak yaptığı analizde, döviz kuru swap kanalının uzun dönemde milli gelir üzerinde önemli etkiler meydana getirdiğini eşbütünleşme yaklaşımı ile tespit etmişlerdir.

Brandorf ve Holmberg (2010), 2004 yılı birinci çeyreği ile 2009 yılı üçüncü çeyreği arasında Portekiz, İtalya, İrlanda, Yunanistan ve İspanya'nın makroekonomik değişkenlerinin ülke kredi temerrüt swap primleri üzerindeki etkilerini araştırdılar. Çalışma, işsizlik oranları, dış borç stoku, büyüme oranları ve enflasyon oranları gibi makroekonomik göstergeleri incelemiştir. Çalışmanın bulguları, kredi temerrüt swapı primleri ile enflasyon ve kamu borcu değişkenlerinin işsizlik oranlarının en önemli belirleyicisi olduğunu göstermiştir.

Türkiye'de ise Parasal Aktarım Mekanizmasının geçişkenliği üzerine yapılan çalışmalardan birinde, kurumsal konut, nakdi ve otomobil kredileri için kredi faiz oranlarının para politikası faizine duyarlılığını ve uyarlanma hızını incelenmektedir. Tahmin sonuçları, kurumsal kredilerin para politikası faiz değişimlerine çok duyarlı olmadığını, nakit ve taşıt kredilerine uzun vadeli geçişkenliğin bire bir olduğunu ve konut kredisi faizlerinin politika faizine göre esnekliğinin birden büyük olduğunu göstermiştir. Bir başka deyişle, bankacılık sektöründeki mikro yapılar veya dış finansal koşullar kurumsal krediler ve konut kredileri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahipken, politika faizi

nakit ve taşıt kredileri üzerinde önemli bir etkiye sahiptir (Aydın, 2007). Diğer taraftan Us (2004), çalışmasında Türkiye’de parasal aktarım mekanizmasının ekonomi üzerindeki etkileri Taylor Kuralı baz alınarak analiz edilmiştir. Bulgulara göre parasal durum indeksinin para politikası aracı olarak kullanılması durumunda hem ekonominin daha hızlı istikrarlı bir dengeye vardığı hem de ekonomideki dalgalanmaların daha hızlı bir şekilde azaldığı simule edilmiştir. Kadıoğlu (2006) ise Türkiye’de 2001 – 2005 döneminde nominal faize uygulanan bir birimlik şokun diğer değişkenlerde aynı yönlü bir artış meydana getirdiği analiz edilmiş ayrıca hem döviz kurunu hem de reel döviz kurunu artırdığı bulgusuna ulaşmıştır. Bu mekanizma sonucu, ithal mallarının fiyatının nispeten ucuzladığına dikkat çekilmiştir. Diğer yandan Kasapoğlu (2007)’nin Türkiye ile ilgili çalışmasında döviz kuru kanalının daha çok enflasyon üzerinde önemli bir etkisinin olduğu öne sürülmüştür.

Kunt ve Taş (2008), satım opsiyonları ile kredi temerrüt swapları arasındaki benzerlikleri kullanarak Türkiye'nin kredi temerrüt swap primini tahmin etmeye yönelik bir model geliştirmeye çalıştılar. Bulgulara göre, 2030 yılına vadeli Eurobond'un getirisi ve volatilesi ile piyasada çeşitli vadelerde işlem gören Türkiye kredi temerrüt swapları arasında uzun süreli bir pozitif ilişkinin varlığı saptanmıştır..

### **3. MATERYAL VE KULLANILAN YÖNTEM**

Araştırmanın bu kısmında araştırmada yer alan ekonometrik yöntemler ile bu yöntemlere dair açıklamalar bulunmaktadır. Parasal aktarım mekanizmasına dair olan incelemelerde genel olarak değişkenlerin birbiri arasında dışsal ve içsel ayrımın ortadan kaldırılması ile bütün değişkenlerin içsel olarak değerlendiren VAR modeline başvurulmaktadır. Fakat sahte regresyon sorununun önüne geçilmesi adına VAR modelinde bulunan değişkenlerin durağanlıklarının sağlanması gereklidir. Buna göre araştırmada öncelikli olarak zaman serilerinin birim kök içermediklerinden emin olunmalıdır. Araştırmada öncelikle birim kök analizlerinden Geliştirilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Zaman serilerinin durağanlığı elde edildikten sonra değişkenlerin herbiri arasındaki dinamik etkileşimlerin incelenmesinde alan yazına göre VAR modeli ile inceleme gerçekleştirilmiştir. VAR modeli kompleks bir yapı içermektedir ve modelden elde edilmiş olan parametreler dikkate alınmamaktadır. Bu sebeple araştırmada VAR modeline ait parametrelerin tahmin edilmesinden ayrı olarak değişkenlerin birbiri arasında bulunan dinamik etkileşim ve ilişkilere odaklanılmaktadır. Değişkenlerin birbiri arasında muhtemelen bulunan dinamik ilişkiler varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri yardımıyla incelenmiştir.

#### **3.1. Birim Kök Testleri**

Zaman serilerindeki temel süreçlerden bir tanesi durağanlık olarak bulunmaktadır. Bir zaman serisinde aşağıda yer alan özellikler bulunması halinde kovaryans durağan olarak ifade edilebilmektedir:

a- sabit uzun döneme ait ortalama çevresinde dalgalanma gerçekleştirerek ortalamaya dönüş

özelliği sergiler.

b-zaman içinde değişim göstermeyen sonlu varyans bulunmaktadır;

c-gecikme uzunluğu artış gösterdikçe azalan yönde teorik korelogram bulunmaktadır;

Daha basit ve açık olarak ifade edilmesi gerekirse,

$Y_t$  zaman serisi;

a)  $E(Y_t) = \text{sabit tüm } t \text{ için};$  (1)

b)  $Var(Y_t) = \text{sabit tüm } t \text{ için ve}$  (2)

c)  $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \text{sabit tüm } t \text{ ve } k \neq 0 \text{ için ise}$  (3)

serinin durağan halde olduğu belirtilmektedir.

Zaman serilerinin durağan halde bulunmaması halinde klasik regresyon analizine ait bulgular geçerli sayılmamakta olup bu durum sahte regresyon şeklinde isimlendirilmektedir (Asteriou ve Hall, 2007).

Durağan zaman serilerine ait olan şokları etkisi geçici olarak ifade edilmektedir. Buna göre zamanla şoklara ait etkiler dağılmaktadır ve seriler uzun dönem içerisinde ortalamaya geri dönme eğilimindedir. Bu durumda durağan haldeki serilerin uzun dönem yönelik öngörülere serilere ait ortalamalara yaklaşacaktır. Başka taraftan durağan halde bulunmayan zaman serileri kalıcı bileşenleri bünyesinde barındırmaktadır. Bu sebeple durağan halde bulunmayan serilerin varyansı ve / veya ortalaması zamana bağımlı halde olacak ve buna göre serilerin dönüş yapacakları uzun döneme ait ortalamaları olmayacak ve de varyansın zaman içinde değişimi gerçekleşeceğinden zaman sonsuza doğru gittikçe varyansın sonsuza yaklaşması gerçekleşecektir (Asteriou ve Hall, 2007).

### 3.2. ADF- Genelleştirilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi

ADF birim kök testi serilerin durağanlığının kontrol edilmesi için kullanılan yöntemlerden bir tanesidir. Wooldridge (2002) söz konusu testi şu şekilde formüle etmiştir:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t$$

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta < 0$$

(4)

Yukarıda yer alan ifadelerde olasılık değerinin %5'ten daha küçük olması durumunda birim kök hipotezinin red edilmesi gerekmektedir. Söz konusu p değeri ekonometrik analizlerin gerçekleştirildiği yazılımlarda çıktı değeri olarak sunulmaktadır. Olasılık değerinin yeterince küçük olması halinde, serilerin durağan olmadığı  $H_0$  hipotezi reddedilecektir. Bu durumda zaman serisinin durağan olduğu belirtilecektir.

ADF birim kök testine ait formülizasyon şu şekildedir:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta T + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-1} + u_t$$
$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Yukarıda yer alan denklemlere göre  $y_t$  değişkeninde mevcut olabilecek birim kök olma durumu araştırılabilmektedir. Bir numarada yer alan denklemde bulunan  $t$  simgesi trendi belirtmektedir (Çil ve Yavuz, 2006). Zaman serisinde bulunan yapısal kırılma bulunma halinde  $t$  trend değişkeni modele katılmaktadır. Hata teriminin otokorelasyonsuz olması halinde gecikmeli fark terimlerinin modele katılması gereklidir (Çil ve Yavuz, 2006).

Bu çalışmada kullanılan ikinci denklemde  $y_t$  değişkeni ortalama çevresinde durağan olduğunu ifade eden  $H_1$  hipotezine karşı serilerde birim kök olduğunu belirten  $H_0$  hipotezidir:

$$H_0: \varphi = 0$$

$$H_1: \varphi < 0 \quad (6)$$

Burada  $\varphi$  tahminde edilenin sıfırdan değişik olması durumunda birim kök temel hipotezinin reddi gerçekleştirilir (Çil ve Yavuz, 2006).

### 3.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (1988) tek bir değişkeni bulunan zaman serilerinde birim kök içermeye durumu kontrolüne dair trend bileşenine ve durağanlık durumuna özen gösterilmesi gerektiği ifade ederek birim kök testi geliştirmesi yapmıştır.

Bu durumda birim kök testinin uygulanması esnasında zaman trendi bulunun ve sabit birinci dereceden otokorelasyonun tahmin edilmesi ve uygun duruma getirilmesi için z-istatistiği hesaplamasının gerçekleştirilmesi gereklidir. Testin uygulama adımında dağılım teorisinin şekli asimtotiktir. Fuller (1976)'in belirttiği şekli ile kritik değerleri kullanımı yapılmaktadır (Phillips ve Perron, 1988: 345).

Phillips-Perron (PP) testinde seri korelasyon ve homojenlik ön koşullarının geçerli olmadığı belirtilmiş ve ADF testinde bulunan koşullara göreyse daha da esnek koşulların hata terimleri için geçerli unsurlar olduğu belirtilmektedir. Testin uygulamasının gerçekleştirilmesi esnasında hata terimlerinin heterojen ve zayıf bağımlı olması beklenmektedir (Tarı, 2010: 399-400). Phillips-Perron (PP) testine ait formülizasyon ise aşağıdaki gibidir:

Testin formülü şu şekilde gösterilmektedir:

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi} - 1) \quad (7)$$

Formülde bulunan CF (düzeltme faktörü) simgesinin hesap edilmesinde kullanılan formül ise aşağıda yer almaktadır:

$$CF = \frac{0,5(s_{Tt}^2 - s_e^2)}{\sum_{t=2}^T (Y_{t-1} - Y_{t-1})^2 / T^2} \quad (8)$$

### 3.4. Vektör Otoregresif Model (VAR)

Ekonomik ilişkilerin birbiri arasındaki etkileşimlerin kompleks ve çok boyutlu oluşu, bu ilişkilerin tahminlenmesinde başvurulan denklemlerin sayıca fazla olması halini, kısaca eş zamanlı denklem sistemlerine başvurma mecburiyetini gerektirmektedir. Ekonomik değişkenlerin birbiri arasında bulunan etkileşimin olağan bir neticesi olarak meydana gelen bağımsız ve bağımlı değişkenlerin tespit edilmesi aşamasında karşı karşıya kalınan zorluklar söz konusu analiz tutarlı olmasında da önemli rol oynamaktadır. Bununla birlikte eş zamanlı denklem sistemlerinde tespit sorununu çözebilmek adına bazı durumlarda yapısal model üzerinde kısıtlamalar uygulanması gereklidir (Tarı ve Bozkurt, 2006:15).

Eşanlı denklemlerden oluşan sistemlerin bünyesinde yer alan kompleks durumun çözümü ile ilgili olarak ileri sürülen Vektör Otoregresif Modeller (VAR) ile hali hazırdaki problemler giderilmektedir. VAR modelleri yapısal modele dair bir kısıtlamaya sahip olmayıp, dinamik ilişkileri ortaya koyabildiği için zaman serilerinde genellikle kullanılmaktadır (Keating,1990:453-454). Söz konusu model, bir ekonomi teorisinden hareket ederek, sistemde yer alan değişkenlerin dışsal ya da içsel ayrımı yapılmasını gerektirmediğinden, bu açıdan eşanlı denklem sistemlerinden bağımsızdır. Bununla birlikte VAR modellerinde yer alan bağımlı değişkenlerin gecikme içeren değerlerinin bulunması, gelecek ile ilgili tutarlı tahminlerin yapılmasına olanak tanımaktadır (Kumar vd., 1995:365).

İki değişkenden ibaret olan bir VAR modeli standart olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$\begin{aligned} y_t &= a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} \\ x_t &= c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} x_{t-i} + v_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

Yukarıda bulunan modelde p simgesi gecikme uzunluğunu, v simgesi ortalaması sıfır olan kendi gecikmeli değerleriyle bulunan kovaryansları sıfıra eşit ve varyans durumları sabit, normal dağılım gösteren, rassal olan hata terimlerini simgelemektedir. VAR modeli içinde hata değerlerinin kendi gecikmeli değerleri ile ilişki halinde bulunmaması ön koşulu, modelin kendisine bir sınırlama yapmamaktadır. Çünkü var olan değişkenlerin gecikme uzunluğunun yükseltme ile birlikte otokorelasyon problemi de yok edilebilmektedir. Hataların belli bir anda ilişki halinde bulunması durumunda, hatalardan bir tanesindeki değişim, zaman üzerindeki belirli bir noktada bir diğerine etkide bulunabilmektedir. Bununla birlikte hata terimleri modelde yer alan ve sağ tarafta bulunan bütün değişkenlerle ilişki halinde değildir. Modelin sağ tarafında yalnızca içsel olan değişkenlerin gecikmeli halleri bulunduğundan, eşanlılık problemi ortaya çıkmamaktadır. Buna göre model içinde yer alan her bir denklem, klasik olarak en küçük kareler yöntemi ile tahminlenmektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004:96).

### 3.5. Etki-Tepki Fonksiyonları

Etki - Tepki analizi Var modelinde yer alan değişkenlere uygulanan bir birimlik şokun diğer değişkenler ya da kendisi üzerindeki etkisinin tespit edilmesi için kullanılmaktadır.

Etki-tepki analizine ait fonksiyonu iki değişken içeren bir VAR matris formu olarak,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

{  $\varepsilon_{yt}$  } ve {  $\varepsilon_{zt}$  } serilerine göre hareketli ortalama olarak belirtildiğinde

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Phi_{11(i)} & \Phi_{12(i)} \\ \Phi_{21(i)} & \Phi_{22(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-1} \\ \varepsilon_{zt-1} \end{bmatrix} \quad (11)$$

ya da daha özet olarak,

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (12)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Hareketli ortalama şeklinde ifade edildiğinde özellikle  $y_t$  ve  $z_t$  serilerinin arasındaki karşılıklı etkileşim durumunu gözlemlemek için faydalı bir araç olarak yer almaktadır.  $\phi_i$  'nin var olan katsayıları ve şokları  $y_t$  ve  $z_t$  serilerinin bütün zaman çizelgesi üstünde etkilerini ortaya koymak adına kullanılabilir. Etki-tepki fonksiyonları ise grafiksel olarak ifade edilebilir ve  $y_t$  ve  $z_t$  serilerinin farklı şoklara göre davranış biçimleri gözlemlenebilmektedir (Barışık ve Kesikoğlu, 2006:70).

### 3.6. Varyans Ayrıştırması

Etki-tepki analizine ait işlemlerin gerçekleştirilmesinin ardından VAR modelinin hareketli ortalamalar kısmından elde edilmiş olan varyans ayrıştırılmaları, modelde yer alan değişkenlerin diğer değişkenlerin bir tanesinde veya kendinde oluşan değişimlerin yüzde şekilde kendinden ve diğer değişkenlerden kaynaklı miktarlarını göstermektedir. Bir değişkende oluşan değişimlerin çoğunluğu kendinde meydana gelen şoklar sebebiyle ise bu durumda, bahse konu değişkenin dışsal biçimde hareket gösterdiği, modelde bulunan diğer değişkenlerden kaynaklı ise söz konusu değişkenin içsel olduğu belirtilmektedir (Enders, 2004:280).

### 3.7. Veri Seti

Araştırmada parasal aktarım mekanizması kanalları arasında yer alan SWAP kanalının etkinliğinin incelenmesinde 2006:Q1-2021:Q4 dönemleri arasındaki veri setleri kullanılmıştır. SWAP



kanalının etkinliği için toplamda dört adet değişken kullanılmıştır. Araştırmada toplam çıktıyı ifade etmek için sanayi üretim endeksi, faiz için bankalar arası para piyasası faiz oranı ve para arzı için geniş tanımlı para arzı M2 değişkenleri ve son olarak fiyatlar genel düzeyini temsilen tüketici fiyat endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenlere ait değerleri ulaşımda TCMB'nın resmi internet sitesinde yer alan EVDS kullanılmıştır. Tablo 1'de, çalışmada kullanılan değişkenlere ait bilgiler sunulmuştur.

**Tablo 1. SWAP Kanalı ile İlgili Analizde Kullanılmış Olan Değişkenlere Ait Bilgiler**

Değişken	Kullanılan Sembol	Logaritması Alınmış ve Mevsimsellikten Arındırılmış Semboller	Açıklamalar	Veri Seti Kaynağı
Tüketici Fiyat Endeksi	TUFE	LTUFESA	2003 bazlı tüketici fiyat endeksi ile tanımlanmıştır	TCMB (EVDS)
Sanayi Üretim Endeksi	SUE	LSUESA	2010 temelli sanayi üretim endeksi ile tanımlanmıştır.	TCMB (EVDS)
Faiz Oranı	FAIZ	LFAZSA	Borsa İstanbul Repo ve Ters Repo Piyasası gecelik repo oranı ile tanımlanmıştır.	TCMB (EVDS)
Para Arzı	M2	LM2SA	Geniş tanımlı M2 para arzı ile tanımlanmıştır.	TCMB (EVDS)
SWAP	SWAP	LSWAPSA	TCMB sistemindeki toplam SWAP ile tanımlanmıştır.	TCMB (EVDS)

Araştırmada yer alan zaman serileri 3 aylık veri setleri olduğundan mevsimsellikten Census X12-ARIMA yöntemi ile arındırılmış ve serilerin logaritmaları alınarak değişkenler ile analizler bu şekilde gerçekleştirilmiştir. Ekonometrik analizler Eviews paket programı kullanılarak yapılmıştır.

#### 4. EKONOMETRİK BULGULAR

Araştırmada yer alan Sanayi Üretim Endeksi, Para Arzı, Faiz Oranı, Tüketici Fiyat Endeksi ve SWAP değişkenlerine ait zaman serilerinin ADF birim kök testi sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir. Çalışmada logaritmik seriler kullanılmıştır.

**Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Düzy - I(0)						Sonuç
		t- istatistiği	Kritik Değerler			P	
			% 1	% 5	% 10		
LTUFESA	Sabit	4,513	-3,538	-2,908	-2,591	1,000	-
	Trendli- Sabitli	2,936	-4,110	-3,482	-3,169	1,000	
LSUESA	Sabit	-0,749	-3,538	-2,908	-2,591	0,8261	-
	Trendli- Sabitli	-3,666	-4,110	-3,482	-3,169	0,0321	
LFAIZSA	Sabit	-2,979	-3,540	-2,909	-2,592	0,0424	-
	Trendli- Sabitli	-2,933	-4,113	-3,483	-3,170	0,1595	
LM2SA	Sabit	2,234	-3,538	-2,908	-2,591	0,9999	-
	Trendli- Sabitli	1,433	-4,113	-3,483	-3,170	1,0000	
LSWAPSA	Sabit	-2,159	-3,538	-2,908	-2,591	0,2228	-
	Trendli- Sabitli	-1,987	-4,113	-3,483	-3,170	0,5968	
Değişkenler	1.Fark- I(1)						Sonuç
		t- istatistiği	Kritik Değerler			P	
			% 1	% 5	% 10		
LTUFESA	Sabit	-3,346	-3,540	-2,909	-2,592	0,0169	I(1)
	Trendli- Sabitli	-4,442	-4,113	-3,483	-3,170	0,0039	
LSUESA	Sabit	-10,145	-3,540	-2,909	-2,592	0,0000	I(1)
	Trendli- Sabitli	-10,096	-4,113	-3,486	-3,170	0,0000	
LFAIZSA	Sabit	-4,890	-3,540	-2,909	-2,592	0,0001	I(1)
	Trendli- Sabitli	-4,865	-4,113	-3,483	-3,170	0,0011	
LM2SA	Sabit	-6,435	-3,540	-2,909	-2,592	0,0000	I(1)
	Trendli- Sabitli	-7,111	-4,113	-3,483	-3,170	0,0000	
LSWAPSA	Sabit	-7,622	-3,540	-2,909	-2,592	0,0000	I(1)
	Trendli- Sabitli	-7,707	-4,113	-3,483	-3,170	0,0000	

Tablo 2’ye göre LTUFESA, LSUESA, LFAIZSA, LM2SA ve LSWAPSA değişkenlerinin düzeyde ADF birim kök testi sonucuna göre durağan olmadıkları belirlenmiştir. Her bir değişkenin 1.dereceden farkları alınıp ADF birim kök testi tekrarlandığında serilerin tamamının birinci derece farkı

alındığında durağanlaştığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Araştırmada yer alan Tüketici Fiyat Endeksi, Sanayi Üretim Endeksi, Faiz Oranı, Para Arzı ve SWAP değişkenlerine ait zaman serilerinin PP birim kök testi sonuçları Tablo 3’de gösterilmiştir.

**Tablo 3. PP Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Düzy - I(0)						
		t- istatistiği	Kritik Değerler			prob	Sonuç
			% 1	% 5	% 10		
LTUFESA	Sabit	4,513	-3,538	-2,908	-2,591	1,000	I(1)
	Trendli-Sabitli	2,605	-4,110	-3,482	-3,169	1,000	
LSUESA	Sabit	-0,140	-3,538	-2,908	-2,591	0,9399	I(1)
	Trendli-Sabitli	-3,666	-4,110	-3,482	-3,169	0,0321	
LFAIZSA	Sabit	-2,205	-3,538	-2,290	-2,591	0,2065	I(1)
	Trendli-Sabitli	-2,159	-4,110	-3,482	-3,169	0,5032	
LM2SA	Sabit	2,379	-3,538	-2,290	-2,591	1,000	I(1)
	Trendli-Sabitli	3,203	-4,110	-3,482	-3,169	1,000	
LSWAPSA	Sabit	-2,129	-3,538	-2,290	-2,591	0,2343	I(1)
	Trendli-Sabitli	-1,759	-4,110	-3,482	-3,169	0,7123	
Değişkenler	1.Fark- I(1)						
		t- istatistiği	Kritik Değerler			prob	Sonuç
			% 1	% 5	% 10		
LTUFESA	Sabit	-3,289	-3,540	-2,909	-2,592	0,0196	I(1)
	Trendli-Sabitli	-4,297	-4,113	-3,483	-3,170	0,0059	
LSUESA	Sabit	-11,603	-3,540	-2,909	-2,592	0,0000	I(1)
	Trendli-Sabitli	-11,997	-4,113	-3,483	-3,170	0,0000	
LFAIZSA	Sabit	-4,937	-3,540	-2,909	-2,592	0,0001	I(1)
	Trendli-Sabitli	-4,881	-4,113	-3,483	-3,170	0,0010	
LM2SA	Sabit	-6,674	-3,540	-2,909	-2,592	0,0000	I(1)
	Trendli-Sabitli	-7,111	-4,113	-3,483	-3,170	0,0000	
LSWAPSA	Sabit	-7,890	-3,540	-2,909	-2,592	0,0000	I(1)
	Trendli-Sabitli	-8,856	-4,113	-3,483	-3,170	0,0000	

Tablo 3’e göre LTUFESA, LSUESA, LFAIZSA, LM2SA ve LSWAPSA değişkenlerinin düzeyde ADF birim kök testi sonucuna göre durağan olmadıkları belirlenmiştir. Her bir değişkenin 1.dereceden farkları alınıp PP birim kök testi tekrarlandığında serilerin tamamının birinci derece farkı alındığında durağanlaştığı tespit edilmiştir.

Bu durumda yapılan ADF ve PP birim kök testlerinin neticesine bakarak LTUFESA, LSUESA, LFAIZSA, LM2SA ve LSWAPSA serilerinin I(1) de durağan oldukları ifade edilebilir.

VAR modeli kurulmasında önemli hususlardan bir tanesi optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Çünkü söz konusu VAR modeli gecikme uzunluğuna duyarlı bir metot olarak karşımıza çıkmaktadır (Sims, 1980: 15). Buna göre araştırmanın değişkenlerinin dahil edildiği gecikme uzunluğunun bulunmasına ait sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir.

**Tablo 4. Gecikme Uzunluğunun Bulunması**

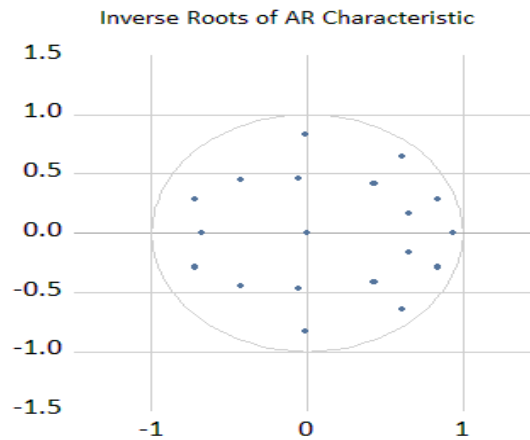
Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	355.519	NA	3.88e-12	-12.086	-11.909	-12.017
1	681.826	585.10	1.20e-16	-22.476	-21.411*	-22.061
2	709.338	44.588	1.12e-6*	-22.563	-20.609	-21.802
3	725.139	22.884	1.61e-16	-22.246	-19.404	-21.139
4	763.223	48.596*	1.13e-16	-22.697*	-18.967	-21.244
5	779.712	18.189	1.81e-16	-22.403	-17.785	-20.605
6	806.404	24.850	2.25e-16	-22.462	-16.955	-20.317

\* Kriterler tarafından belirlenen gecikme seviyesini göstermektedir.

Tablo 4'e göre VAR modeline ait gecikme uzunluğu VAR modeline ilişkin gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri (AIC) ve olabilirlik oranı test istatistiği (LR) tarafından öngörülmüş olan ve VAR modeline ait olan istikrar şartını karşılayan 4 (dört) gecikme olarak belirlenmiştir. Buna göre VAR(4) modeli le analizlere devam edilme kararı alınmış ve değişkenlerin birbiri arasındaki etkileşimlerin incelenmesi adına etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri buna göre uygulanmıştır.

VAR modelinde istikrar şartının sağlanmasına yönelik olarak ters köklerin birim çember içinde kalma varsayımı bulunmaktadır. VAR modeline ait AR karakteristik ters polinom köklerinin birim çember içerisindeki konumlarına ait gösterim Şekil 1'de yer almaktadır.

**Şekil 1. AR Karakteristik Ters Polinom Köklerinin Birim Çember İçerisindeki Konumu**



Şekil 1'e göre VAR (4) modelinin AR karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember

içinde kalması modelin durağanlığı ile ilgili bir problemin olmadığını göstermekte ve VAR modelinin istikrarlı bir yapıya sahip olduğu belirtilmektedir.

**Tablo 5. Otokorelasyon Test Sonuçları**

Gecikme Uzunluğu	LM-stat	p-value
1	12.74499	0.9798
2	23.45099	0.5555
3	31.53523	0.1755
4	16.60417	0.8972

Araştırmada VAR modelinin hata terimlerinin otokorelasyonuna sahip olup olmadığına dair inceleme Lagrange Çarpanları (Lagrange Multiplier: LM) testi ile Tablo 5’te gerçekleştirilmiştir.

Tablo 5’e göre gecikme uzunluğu 4 (dört) olarak tespit edilmiş olan modelin LM testi için olasılık değerlerinin bütün gecikmelerde 0.05’ten daha büyük olması sebebiyle otokorelasyonun bulunmadığına dair boş hipotez red edilememekte olup, hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Araştırmada optimal gecikme uzunluğu dört olarak tespit edilmiş olan modelin güvenilirliği, 0.05 anlamlılık düzeyinde, Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon LM Testi (The Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) ve Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans Lagrange Çarpanı Testi (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity: ARCH LM Test), White Değişen Varyans Testi (White Heteroskedasticity) ve Ramsey Reset Testi ile (diagnostik test) sınaması Tablo 6’da yapılmıştır.

**Tablo 6. Diagnostik Test Sonuçları**

Diagnostik Testler	Prob.- $\chi^2$
Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon LM Testi	0,5256
ARCH LM Testi	0,6948
White Değişen Varyans Testi	0,9601
Ramsey Reset Testi	0,5417

Tablo 6’ya göre hata terimlerinin serisel korelasyona sahip olmadığı ve modelinin spesifikasyonun doğru halde bulunduğu tespit edilmiştir. Buna göre 0,05 anlamlılık düzeyinde araştırmada kurulan modelin istatistiksel bakımdan anlamlı olduğu desteklenmiştir. Yine modelde yapısal kırılma olma durumunun kontrolü CUSUM testi ile gerçekleştirilmiş ve bahse konu dönem aralıklarında yapısal kırılma olduğuna dair bir işarete rastlanmamıştır.

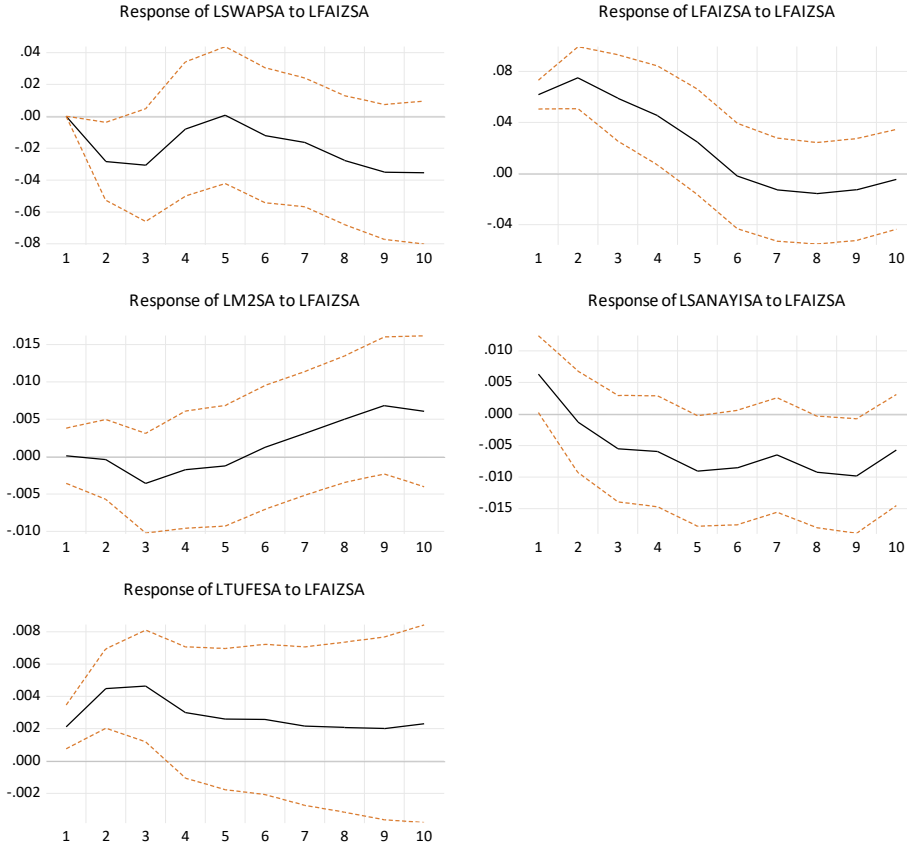
VAR modeli ile ilgili olarak etki-tepki analizinde, VAR modelinde yer alan hata terimlerindeki cari değerlere uygulanan bir birimlik şok için modelde yer alan diğer tüm değişkenlerin gelecek ve cari değerlerine vermiş oldukları tepki incelenmektedir. Zaman serilerinin yer aldığı modellerde şokların temsilen çoğunlukla hata terimlerine başvurulmaktadır. VAR modelinin kompleks yapısı sebebiyle,

VAR modelinde yer alan değişkenlerin doğrudan yorumlanması pek anlam içermemektedir. Bundan dolayı etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri ile belli bilgi ve çıktılara ulaşılabilmektedir (Stock and Watson, 2001: 104). Örneğin, etki-tepki fonksiyonları ile şokların değişkenler üzerindeki etkisi ve benzer şekilde değişkenlerin şoklara göstermiş olduğu tepkinin yönü dönemsel şekilde incelenebilmektedir (Tarı, 2010: 435). VAR modelinde yorumlama yapılabilmesi için kullanılmış olan etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yaklaşımlarından elde edilecek sonuçlar, model içinde bulunan sıralamalarına göre değişim gösterebilmektedir. Değişkenlerin birbiri arasında eş anlı ilişkilerin tespit edilmesi durumunda politika değişkeni, öteki değişkenlerden ayırım göstermektedir. Politika değişkeni ile ilgili olarak bu değişkenin sıralama sonunda bulunmasıyla, diğer değişkenlerin politika değişkeni üzerindeki şokların gecikmeli olan değerlerine tepkisi gözlemlenmiş olacaktır. Bu çalışmada politika değişkenine yönelik olarak gecelik faiz oranı belirlenmiş olup, sıralamanın sonuna yerleştirilmiştir (Garretsen ve Swank, 1998: 331). Çalışmada yer alan faiz oranında meydana gelen bir standart sapmalı şokun diğer değişkenlere yönelik etkileri Şekil 2’de belirtilmiştir.

Şekil 2’ye göre faiz değişkenine ait şokun toplam SWAP değişkeni üzerindeki etkisi istatistiksel bakımdan önemli bulunmuştur. Toplam SWAP miktarındaki düşüşün ilk iki çeyrekte keskin bir şekilde olduğu gözükmektedir. İkinci ve üçüncü ayda yatay bir seyir izlemiş olup, beşinci çeyreğe kadar hızla yükselmiştir. Beşinci çeyrekte sonra ise azalış trendine girmiştir. TUFİE değişkeni ise SWAP değişkeninin aksi eğilimde hareket ettiği gözlemlenmiştir. M2 para arzı değişkeni ise ikinci çeyreğe kadar sabit kalmış ve SWAP değişkeni ile beşinci çeyreğe kadar benzer şekilde hareket etmiş, buna karşılık beşinci çeyrekte dokuzuncu çeyreğe kadar yükseliş trendinde olmuştur.

## Şekil 2. Makro Değişkenlerin Etki-Tepki Sonuçları

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



Sanayi Üretim Endeksi ise üçüncü çeyreğe kadar azalış trendinde olmuş ve beşinci çeyreğe kadar biraz daha azalmaya devam etmiş, beşinci çeyrekten yedinci çeyreğe artmış, yedinci çeyrekten dokuzuncu çeyreğe azalmış ve onuncu çeyreğe doğru yeniden artışa geçmiştir.

Etki-tepki analizi kullanılarak değişkenlere verilmiş olan şoklara göre diğer değişkenlerde ortaya çıkan tepkinin hızı ve büyüklüğü ile ilgili bilgi elde edilmiş olsa da para politikasına dair olan uygulamalarda değişkenlerin ne kadarına kaynaklık gösterdiğinin belirlenmesinde ve dışsal değişkenlerin model içindeki etkilerini bütün olarak ortaya çıkarmak adına varyans ayrıştırma yöntemi kullanılmaktadır. Varyans ayrıştırma analizi ile birlikte serilerin varyansında meydana gelen değişimlere şok sürecinde her bir değişkenin göstermiş olduğu katkının ölçümü yapılmaktadır (Tarı, 2014: 469). Hedef değişkenler arasında bulunan sanayi üretim endeksi varyans ayrıştırma sonuçları Tablo 7’de belirtilmiştir.

**Tablo 7. Varyans Ayrıştırma Sonuçları**

<b>Variance Decomposition of LSANAYISA:</b>						
<b>Period</b>	<b>S.E.</b>	<b>LSWAPSA</b>	<b>LFAIZSA</b>	<b>LM2SA</b>	<b>LSANAYISA</b>	<b>LTUF ESA</b>
1	0.023	0.0512	6.917	0.122	92.908	0.000
2	0.026	5.489	5.974	0.353	87.72	0.454
3	0.028	5.370	8.920	0.547	81.58	3.577
4	0.030	4.651	11.492	1.407	73.67	8.771
5	0.034	6.163	16.181	2.004	68.10	7.547
6	0.035	5.787	20.559	2.029	64.69	6.933
7	0.036	5.584	22.932	2.492	62.250	6.740
8	0.037	6.417	27.162	2.470	57.666	6.282
9	0.039	6.249	31.531	2.314	54.062	5.841
10	0.039	6.221	32.854	2.381	52.838	5.703

Tablo 7'ye göre politika değişkenine uygulanan bir birimlik şokun neticesinde sanayi üretim endeksine ait olan varyans hata teriminde oluşan değişikliğe kendisinin ardından en büyük oranda kaynaklık gösteren değişkenin faiz değişkeni olduğu görülmektedir. On dönemin neticesinde, faiz sanayi üretim endeksindeki değişimin %32,85'ini kaynaklık ettiği görülmektedir. Bununla birlikte sanayi üretim endeksindeki değişimin %6 civarı toplam SWAP ve %5 kadarı ise TUFESA ile açıklanmıştır. M2 para arzı ise değişimin %2'sini açıklamaktadır.

## 5. SONUÇ VE TARTIŞMA

Türkiye'de gerçekleşen ekonomiye ait yapısal değişimler ve para politikasını düzenleme rejimi olarak enflasyonun araç olarak genelde kullanılması, para politikalarının fiyat istikrarı, yüksek seviyeli istihdam ve düşük enflasyon gibi ekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin belirlenmesi gereğini doğurmaktadır. En temel amacı fiyat istikrarı ile sınırlandırılmış durumda olan TCMB 2010 yılı itibari ile fiyat istikrarının öncül koşulları arasında yer alan finansal etmenleri de göz önünde bulundurmaya geçişi ile beraber, para politikası için aracılık yapan oluşumlara ait olan kümeye faiz koridoru, rezerv opsiyonu, likidite yönetimi, zorunlu karşılıklar mekanizması ek yapılmıştır.

Bu amaçla bu çalışmada finansal istikrarın sağlanması adına önemli etkilere sahip olan SWAP kanalının ekonometrik yaklaşımlarla ile araştırılması adımı gerçekleştirilmiştir. Yapılan ampirik



analizlerde endojen tepkilerden kaçınılması adına VAR modeline başvurulmuştur. Ayrıca VAR modelinde yer alacak olan değişkenlerin durağan halde bulunmaları gerektiğinden değişkenlere ADF ve PP birim kök testi uygulaması yapılmıştır. Parasal aktarım mekanizması kanalları arasında yer alan SWAP kanalının etkinliğine dair seçilen dönem 2006:Q1-2021:Q4 dönemine ait olan çeyreklik verilerdir. VAR modeli temel alınarak etki-tepki fonksiyonlarına başvurularak politika değişkenini temsilen kullanılan faiz oranına uygulanan şoka karşılık değişkenlerdeki değişimler gözlemlenmiştir. Sonuç olarak faiz değişkenine ait şokun toplam SWAP değişkeni üzerindeki etkisi istatistiksel bakımdan önemli bulunmuştur. Toplam SWAP miktarındaki düşüş ilk iki çeyrekte keskin bir şekilde olduğu gözükmemektedir. İkinci ve üçüncü ayda yatay bir seyir izlenmiş olup, beşinci çeyreğe kadar hızla yükselmiştir. Beşinci çeyrekten sonra ise azalış trendine girmiştir. TUFİE değişkeni ise SWAP değişkeninin aksi eğilimde hareket ettiği gözlemlenmiştir. M2 para arzı değişkeni ise ikinci çeyreğe kadar sabit kalmış ve SWAP değişkeni ile beşinci çeyreğe kadar benzer şekilde hareket etmiş, buna karşılık beşinci çeyrekten dokuzuncu çeyreğe kadar yükseliş trendinde olmuştur. Sanayi Üretim Endeksi ise üçüncü çeyreğe kadar azalış trendinde olmuş ve beşinci çeyreğe kadar biraz daha azalmaya devam etmiş, beşinci çeyrekten yedinci çeyreğe artmış, yedinci çeyrekten dokuzuncu çeyreğe azalmış ve onuncu çeyreğe doğru yeniden artışa geçmiştir. Ayrıca politika değişkenine uygulanan bir birimlik şokun neticesinde sanayi üretim endeksinde ait olan varyans hata teriminde oluşan değişikliğe kendisinin ardından en büyük oranda kaynaklık gösteren değişkenin faiz değişkeni olduğu görülmektedir. On dönemin neticesinde faizin, sanayi üretim endeksindeki değişimin %32,85'ine kaynaklık ettiği görülmektedir. Bununla birlikte sanayi üretim endeksindeki değişimin %6 civarı toplam SWAP ve %5 civarı ise TUFİE ile açıklanmıştır. M2 para arzı ise değişimin %2'sini açıklamaktadır.

Sonuç olarak, Türkiye'de İyi işleyen bir swap piyasası, döviz likiditesini verimli bir şekilde tahsis ederek ve spot döviz kurunun oynaklığını azaltarak makroekonomik ve dış istikrarı destekleme eğilimindedir. Ancak finansal piyasaların stresli olduğu dönemlerde, döviz takas piyasasına yayılmalar likidite azlığına neden olabilir ve işlem maliyetlerini önemli ölçüde artırabilir. Sonuç olarak, dış finansman açığı ortaya çıkabilir ve bu da ülkenin para birimi üzerinde baskı yaratabilir. Finansal stresin etkilerini azaltmak ve reel ekonomi üzerindeki etkisini sınırlamak amacıyla merkez bankaları piyasa katılımcılarına döviz swap imkânı sağlayabilmelidir.

## KAYNAKÇA

Aydin, H. İ. (2007). Interest Rate Pass-Through in Turkey, Working Papers 0705, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.

Asteriou, D. and Hall, S. G., (2007), *Applied Econometrics: A Modern Approach*, Pallgrave Macmillan (revised edition), New York.

- Aziakpono, M. J., & Wilson, M. K. (2013b). Interest Rate Pass-through and Monetary Policy Regimes in South Africa. In Working Papers (No. 259; Working Papers). African Economic Research Consortium, Research Department. <https://ideas.repec.org/p/aer/wpaper/259.html>
- Barışık, S. ve Kesikoğlu, F. (2006). Türkiye’de Bütçe Açıklarının Temel Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi (1987-2003 VAR, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırması), *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 64 (4), 59-82.
- Bernanke, B. (1993). Credit in the macroeconomy. *Quarterly Review*, 18(Spr), 50–70.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, Money, and Aggregate Demand (Working Paper No. 2534; Working Paper Series). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w2534>
- Bhattacharyya, R. and Mukherjee, J. (2011). Do Exchange Rates Affect Exports in India? Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1744810> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1744810>
- Brandorf, C., & Holmberg, J. (2010). *Determinants of sovereign credit default swap spreads for piigs-a macroeconomic approach*.
- Can, U., Bocuoglu, M. E., & Can, Z. G. (2020). How does the monetary transmission mechanism work? Evidence from Turkey. *Borsa Istanbul Review*, 20(4), 375–382. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.05.004>
- Catão, Luis A.V. and Chang, R. (2010). "Banks and Monetary Transmission in Emerging Markets", Inter-American Development Bank, unpublished manuscript.
- Çil Yavuz, N. (2006). Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi, İstanbul, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.
- Enders, W., (2004). *Applied Econometric Time Series*, Iowa State University, John Wiley and Sons Inc., NJ.
- Gudmundsson, D. (2007). Nar kritiska elever ar malet. Att undervisa i kallkritik pagymnasiet.
- Kadioğlu, F. (2006). *Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye Örneğinin Yapısal Model çerçevesinde analizi*. Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü Ankara, Aralık.
- Kasapoğlu, Ö. (2007). “Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama”, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Kumar, V., Robert, P.L ve Gaskins, J. (1995). *Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures*. International Journal of Forecasting Elsevier, 11(3), 361-377.

- Kunt, A. S., & Taş, O. (2009). Kredi temerrüt swapları ve Türkiye'nin CDS priminin tahmin edilmesine yönelik bir uygulama. *İTÜ DERGİSİ/b*, 5(1).
- Mukherjee, M. S., & Bhattacharya, M. R. (2011). *Inflation targeting and monetary policy transmission mechanisms in emerging market economies. International Monetary Fund.*
- Özgen, F. B. ve Güloğlu, B. (2004). Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi, *METU Studies in Development*, 31, 93-114.
- Phillips, A. W. (1958). "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861– 19571, *Economica*. 25(100):283–99.
- Tai, P. N., Sek, S. K., & Har, W. M. (2012). Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission in Asia. *International Journal of Economics and Finance*, 4(2), p163. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n2p163>
- Tarı, R., (2010), *Ekonometri (10. Baskı)*, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Tarı, R., (2014). *Ekonometri (Gözden geçirilmiş 10. Baskı)*, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Us, V. (2004). "Monetary transmission Mechanism in Turkey under the Monetary Conditions Index: An Alternative Policy Rule", *Applied Economics*, 36, ss. 967–976.
- Wang, K.-M., & Lee, Y.-M. (2009). Market volatility and retail interest rate pass-through. *Economic Modelling*, 26(6), 1270–1282. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.06.002>
- Yıldız Teknik Üniversitesi, İktisat Bölümü *Ekonometri II Ders Notları (2010)*, (erişim adresi: [http://www.yildiz.edu.tr/~tastan/teaching/ch18\\_handout6.pdf](http://www.yildiz.edu.tr/~tastan/teaching/ch18_handout6.pdf) )

<b>KATKI ORANI / CONTRIBUTION RATE</b>	<b>AÇIKLAMA / EXPLANATION</b>	<b>KATKIDA BULUNANLAR / CONTRIBUTORS</b>
Fikir veya Kavram / <i>Idea or Notion</i>	Araştırma hipotezini veya fikirini oluşturmak / <i>Form the research hypothesis or idea</i>	Cesim TAŞDEMİR Prof. Dr. M. Akif ARVAS
Tasarım / <i>Design</i>	Yöntemi, ölçeği ve deseni tasarlamak / <i>Designing method, scale and pattern</i>	Cesim TAŞDEMİR Prof. Dr. M. Akif ARVAS
Veri Toplama ve İşleme / <i>Data Collecting and Processing</i>	Verileri toplamak, düzenlenmek ve raporlamak / <i>Collecting, organizing and reporting data</i>	Cesim TAŞDEMİR Prof. Dr. M. Akif ARVAS
Tartışma ve Yorum / <i>Discussion and Interpretation</i>	Bulguların değerlendirilmesinde ve sonuçlandırılmasında sorumluluk almak / <i>Taking responsibility in evaluating and finalizing the findings</i>	Cesim TAŞDEMİR Prof. Dr. M. Akif ARVAS
Literatür Taraması / <i>Literature Review</i>	Çalışma için gerekli literatürü taramak / <i>Review the literature required for the study</i>	Cesim TAŞDEMİR Prof. Dr. M. Akif ARVAS

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Teşekkür:** -

**Peer-review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The authors declared that this study has received no financial support.

**Acknowledgement:** -