

PARASAL DEĐİŐKENLER VE IKTI İLİŐKİSİNİN TRKİYE İİN TARİHSEL AYRIŐTIRMA YNTEMİ İLE ANALİZİ

Analysis of Monetary Variables and Output Relationship with Historical Decomposition Method for Turkey

Grcan AYGN*

zet

Parasal deėiŐkenler ve ıktı arasındaki dinamik iliŐki makroekonomide en ok alıŐılan konulardan biridir. Trkiye Ekonomisine iliŐkin olarak yapılan alıŐmaların nemli bir kısmının ıkmazı bu alıŐmaların biroėu Granger Nedensellik Testi ve Etki-Tepki fonksiyonu analizi gibi tam rneklem tahmin yntemlerinin sonularının, gz nnde bulunduėu rneklem dnemine gre duyarlı grnmesidir. Bu zorluėun stesinden gelmenin bir yolu olarak, bu alıŐmada, Trkiye Ekonomisi iin parasal deėiŐkenler ile ıktı deėiŐkeni arasındaki dinamik iliŐkiyi vektr otoregresif bir modele dayanan Tarihsel Ayırma yntemi kullanılarak incelenmiŐtir. alıŐmada 1987-2019 dnemi iin M1, M2 ve iskonto oranı ile ıktı arasındaki iliŐki VAR modeli ile incelenmiŐ olup enflasyon deėiŐkeninin gecikmeleri bu oluŐturulan VAR modeline dıŐsal deėiŐken olarak eklenmiŐtir. Tarihsel Ayırma ynteminin avantajlarından faydalanarak deėiŐkenler arasındaki zamanla deėiŐen Őoklar uygulanarak daha doėru sonular elde edilmiŐtir. Bu alıŐmadan elde edilen temel sonu ise alıŐmada kullanılan parasal deėiŐkenlerin 1994 ve 2001 Krizlerinde gelir deėiŐkenini negatif olarak gl bir Őekilde aıkladıėı, diėer dnemlerde oėunlukla gl olmamakla beraber pozitif etkilediėi Őeklinindedir.

Anahtar Kelimeler:
Tarihsel Ayırma,
Parasal DeėiŐkenler,
M1, M2, ıktı,
Trkiye

JEL Kodları:
C32, C53, E51

Abstract

The dynamic links between monetary variables and output is one of the most studied issues in macroeconomics. One puzzle from the significant portion of the literature is that the results of full estimation methods such as Granger Causality Test and Impulse-Response Function analysis appear to be sensitive with respect to the sample period that one considers. As a way of overcoming this difficulty, this study investigates the dynamic links between monetary variables and output for Turkey using the method Historical Decomposition which is based on a vector autoregressive model. In the study, the relationship between M1, M2 and discount rate and output for the period of 1987-2019 was examined with the VAR model, and the lags of the inflation variable were added to this created VAR model as an external variable. By taking advantage of the historical decomposition method, more accurate results were obtained by applying time-varying shocks between the variables. The main conclusion obtained from this study is that the monetary variables used in the study while explains the income negatively in 1994 and 2001 Crises it affects positively although it was not strong in other periods.

Keywords:
Historical
Decomposition,
Monetary Variables,
M1, M2, Output,
Turkey

JEL Codes:
C32, C53, E51

* Doktora ėrencisi, Gazi niversitesi, gurcanaygun@gmail.com, ORCID: 0000-0002-2911-4808

1. Giriş

Parasal değişkenler ve çıktı arasındaki ilişki hem ampirik hem de teorik çalışmalarda yıllar boyunca olağanüstü bir ilgi görmüştür. Literatürün önemli bir kolu, parasal değişkenler ve çıktı arasındaki “nedensel” ilişkiyi incelemektedir. Para değişkeninden çıktı değişkenine doğru Granger nedenselliği testi analizini yapan çalışmalardan bazıları şunlardır: Sims (1972; 1980), Litterman ve Weiss (1985), Bernanke (1986), Eichenbaum ve Singleton (1986), Christiano ve Ljungqvist (1988), Krol ve Ohanian (1990), Stok ve Watson (1989), Friedman ve Kuttner (1992, 1993), Thoma (1994), Swanson (1998), Psaradakis, Ravn ve Sola (2005), Bertüment ve Doğan (2003), Korap (2007), Saatçioğlu ve Korap (2008), Bozoklu (2013), Shi, Hurn ve Philips (2016) ve Erdal (2018). Ekonomik iş döngüsünde para politikasına tipik olarak atfedilen hayati rol göz önüne alındığında, bu konudaki araştırmaların çokluğu beklenen bir sonuçtur.

Parasal değişkenler ve çıktı ilişkisini inceleyen çalışmalarda para-çıktı nedenselliğine ilişkin ampirik kanıtların “istikrarlı olmadıkları” gözlemlenmiştir. Bu istikrarlı olmayan durum, nedensellik testlerinden elde edilen sonuçların örnek bağımlılığı (veya zaman bağımlılığı) olduğu şeklinde ifade edilebilir. Ayrıca, istikrarlı olmayan durumun bir başka kaynağı nedensellik testlerinden elde edilen sonuçların araç bağımlılığıdır (Psaradakis vd., 2005). Sims’in 1972 yılındaki çalışmasında yalnızca para ve çıktı değişkenlerini göz önünde bulundurmuş ve bu çalışmada para arzının çıktının bir nedeni olduğunu ifade edilmektedir. 1980 yılındaki çalışmasında ise nedensellik hipotezini test etmek için kullanılan modele faiz oranları dahil edildiğinde paranın çıktı için nedensel olmadığı sonucunu elde etmiştir. Sims’in 1980 yılındaki bu çalışmasından sonra yapılan çalışmalardan biri Bernanke tarafından 1986 yılında yapılmıştır. Bernanke (1986) tarafından yapılan çalışmada Sims’in 1980 yılındaki bu çalışmasında elde ettiği sonuçlar ciddi anlamda tartışılmıştır.

Nedensellik testlerinin sonuçları verilerin özelliklerine bağlı da olabilmektedir. Örneğin, Christiano ve Ljungqvist (1988) ve Krol ve Ohanian (1990), paradan çıktıya Granger nedenselliğinin olamaması veya az olmasının ilgili değişkenlerin trend özelliklerine bağlı olduğunu göstermişlerdir. Literatürde bir diğer çalışmada, para arzı veri-üreten sürecinin en iyi şekilde pozitif trende sahip olan para büyümesi ile tanımlanabileceğini ve daha da önemlisi, trendden arındırılmış para değişkeninin çıktının Granger nedeni olduğu sonucuna varılmıştır (Stock ve Watson, 1989). Friedman ve Kuttner (1993), bu sonucun örneklem dönemindeki değişikliklere veya farklı kısa vadeli faiz oranlarının modele dahil edilmesi durumunda doğru olmadığını göstermişlerdir. Psaradakis vd. (2005) Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için para ile çıktı arasında 1980’lerin ilk yarısında ilişki tespit ederken ikinci yarısında bir ilişki olmadığını tespit etmişler. Ayrıca, para büyümesinin, durgunluklarda çıktı büyümesi için genişlemelere göre daha etkin bir güce sahip olduğunu belirtmişlerdir. Daha yakın zamanda, Shi vd. (2016) tarafından 1959-2014 dönemi için yaptıkları çalışmalarında ileri tekrarlanan (forward recursive), yuvarlanan tekrarlanan (rolling recursive) ve yuvarlanan pencere (Rolling window) algoritmalarını kullanarak para ve çıktı değişkenleri için oluşturdukları vektör otoregresif modelleri tahmin ederek para ve çıktı değişkenleri arasındaki nedensel ilişkiyi inceleyerek her yaklaşım ile elde ettikleri tahmin sonuçlarının farklı olduğunu vurgulamışlardır. Elde ettikleri temel sonuç, nedensel ilişkilerin zaman

içinde deęiřtięi ve para ile çıktı arasındaki baęlantıların örnekleme dönemine çok duyarlı olabileceęidir.

Para-Çıktı deęiřkenleri arasındaki dinamik baęa iliřkin sonuçların istikrarlı olmamasına iliřkin durumun bir örneęi, Eichenbaum ve Singleton (1986) ile Stock ve Watson (1989) tarafından yapılan çalıřmalarının sonuçları arasındaki farklılık olduęu ifade edilebilir. Dięer yandan, Friedman ve Kuttner (1992, 1993) tarafından yapılan bu iki çalıřmadan para-çıktı deęiřkenleri arasındaki dinamik iliřkinin durumuna ait sonuçlar arasındaki farklılık örnek olarak verilebilir. Eichenbaum ve Singleton (1986) ve Stock ve Watson (1989), 1980'lerden verileri hariç tutan bir örnekte para için nedensel rolün 1980'leri içeren veri kümelerinden çok daha zayıf olduęunu bulmuřtur. Tam tersine, Friedman ve Kuttner (1992) 1980'lerden gelen verileri dahil etmenin, para ve nominal çıktı veya para ile gerçek çıktı veya fiyatlar arasındaki önemli iliřkileri açık bir řekilde zayıflattıęını 1970'den itibaren veriler dahil edildięinde ise bu bulguların tamamen ortadan kalktıęını iddia eder. Psaradakis vd. (2005) Granger nedensellięini analiz etmek için zamanla deęiřen parametrelerle vektör otoregresif bir modele dayanan bir yöntem önermektedir. Bu modelde parametrelerin zamanla deęiřtięi Granger nedensellięindeki deęiřiklikleri yansıtacak řekilde modellenmiřtir. Bu deęiřikliklerin stokastik olduęu ve gözlemlenemez bir Markov zinciri tarafından göz ününde bulundurulduęu varsayılmaktadır. Literatürde yapılan çalıřmalardaki bu bulgular, para ve çıktı arasındaki dinamik iliřkinin yönü ve büyüklüęünün çalıřmaya konu olan örneklem döneminin içerdii bilgiye baęlı olarak zaman la deęiřebileceęini göstermektedir.

Türkiye'de de para - çıktı iliřkisi akademik çalıřmalara konu olmuř ve bu konuda para otoritelerine tavsiye edici sonuçlara da ulařılmıřtır. Berüment ve Doęan (2003) 1987-2001 dönemi için yaptıkları çalıřmalarında para arzındaki deęiřimin daha küçük çıktılara yol açacaęını tespit etmiřler. Korap 2007 yılındaki eřbütünleřme analizi yaptıęı çalıřmasında 1987-2006 dönemi için 1994 ve 2001 Kriz dönemlerinde para talebi için yapısal kırılmalar tespit etmiřtir. Saatçioęlu ve Korap (2008) ise 1987-2007 dönemi için yine kriz dönemlerindeki yapısal kırılmaları tespit etmiř ve paranın uzun dönemde reel gelirin endojen bir deęiřkeni olduęunu ifade etmiřler. Ayrıca, M1 ve M2 para arzı büyüme oranındaki deęiřikliklerin, reel çıktı büyüme oranında önemli artışlara yol açtıęını saptamıřlar. 1987-2011 dönemindeki para gelir arasındaki nedensellięi inceleyen Bozoklu (2013) iki deęiřken arasında çift yönlü iliřki tespit etmiřtir. Bozkurt (2014) ise 1999-2012 dönemini kapsayan çalıřmasında para arzının ve paranın dolanım hızının uzun vadede enflasyona sebep olacaęını belirlemiřtir. Enflasyon hedeflemesi dönemindeki parasal deęiřkenler ve ekonomik büyüme iliřkisini inceleyen Erdal (2018) büyümeden para arzına tek yönlü bir nedensellik tespit etmekle birlikte uzun dönemde bu etkinin küçük olduęunu belirlemiř, reel ekonomi büyüdükçe artan para talebinin arzı artırdıęını söylemiřtir. Para büyümesi ve enflasyon iliřkisini 1986-2018 dönemi için inceleyen Tařtan ve řahin (2020) ise açık enflasyon hedeflemesi dönemine geçilen 2006 yılında yapısal bir kırılma tespit etmiřtir. 2006 öncesinde para büyümesi ile enflasyon arasında uzun dönem iliřki varken, 2006 sonrası bu iliřki ortadan kalktıęını gözlemiřler.

Bu çalıřma, Türkiye için 1987:1 ile 2019:4 dönemine ait üç aylık verileri kullanarak para ve faiz oranlarının reel gelire olan iliřkisi hakkındaki ampirik kanıtları incelemektedir. Bu çalıřmada çıktı reel Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYİH) ile ölçülmüř ve M1, M2 ve iskonto oranı (r) olmak üzere üç finansal deęiřken incelenmiřtir. Tarihsel Ayırıtırma (Historical Decomposition) (TA),

yöntemi kullanılarak M1, M2 ve faiz değişkenlerinin reel çıktı (GSYİH) üzerindeki etkileri incelenmiştir. Bu çalışma bilindiği kadarıyla, Türkiye’de bu parasal değişkenler ile çıktı arasındaki ilişkiyi TA yöntemiyle araştıran ilk çalışmadır. İkincisi, tarihsel ayırıştırma yöntemi, tipik olarak standart Granger nedensellik analizleri tarafından verilmeyen iş döngüsü etkilerinin görülmesini sağlarken ve farklı büyüklük ve işaretlerde şoklar elde etmemizi sağlar. Böylece tüm gözlem dönemi için birleştirilmiş sonuçlar üreten tam örnek modellerin aksine değişkenler arasındaki zamanla değişen şoklar sayesinde daha geçerli sonuçlar elde edilmesini sağlar. Ayrıca, ilgili değişkenlerin tarihsel şok katkısını birbirleri üzerinde incelemek de Türkiye’de geçmişten günümüze para politikalarındaki yapısal bir değişiklik olup olmadığını görmemizi sağlar. Son olarak, Efron (1982) tarafından önerilen parametrik olmayan, veri tabanlı yöntemde tipik olan bir vektör otoregresyon (VAR) sisteminde bootstrap (öz-çıkarma) TA tahmini için güven aralığı da tahmin edilmiştir. Her bir parasal değişken ile gelir arasındaki ilişki için bir VAR modeli oluşturulmuştur. Türkiye ekonomisinde 1970’lerden beri enflasyonist dinamiklerde göz önünde bulundurularak enflasyon değişkeninin gecikmeleri bu oluşturulan VAR modellerine dışsal değişken olarak göz önünde bulundurulmuştur. Bu çalışmadan elde edilen tahmin sonuçları M1, M2 ve faiz oranı değişkenlerinin 1994 ve 2001 Krizlerinde gelir değişkenini negatif olarak güçlü bir şekilde açıkladığı görülürken diğer dönemlerde çoğunlukla güçlü olmamakla beraber pozitif yönde açıklama gücüne sahip olduğu ifade edilebilir.

Makale aşağıdaki gibi organize edilmiştir: bölüm 2’de kullanılan metodolojiyi açıklayıp, bölüm 3’te ampirik analiz yapılırken, son bölümde sonuç sunulmuştur.

2. Metodoloji

Parasal büyüklükler M1 ve M2 ile faiz oranının ekonomik çıktı üzerindeki zamanla değişen etkisi tarihsel ayırıştırma yaklaşımı kullanılarak incelenmiştir. $M1_t$, $M2_t$, D_t t zamanında sırasıyla M1, M2 büyüklüklerini ve faiz oranını (r) ifade ederken ve EB_t ise gayri safi yurtiçi hasılayı yani çıktıyı ifade etmektedir. Analizde her bir değişkenin çıktı üzerine etkisinin tarihsel ayırıştırma analizi ayrı ayrı yapılmış olup her bir parasal büyüklük değişkeni t zamanında PB_t olarak kabul edilmiştir. İki boyutlu vektör $y_t = (\Delta \log PB_t, \Delta \log EB_t)$ ’nin bir VAR yapısına sahip olduğunu ve $VAR(p)$ sürecini izlediğini varsayalım. Gecikmesi alınmış olan koşullu değişken olarak enflasyon F_t olarak kabul edildiğinde $y_t = E\{y_t|F_t\}$ olur, burada $E\{.|F_t\}$ koşullu beklentiler operatörüdür. $VAR(p)$ işlemi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Lütkepohl, 2005).

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + w_t, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (1)$$

y_t , parasal büyüklükler ve çıktı verilerinin logaritmaları tarafından oluşturulduğunda, A_i (2×2) katsayı matrisini, c sabit (2×1) vektörünü, temsil etmektedir. w_t 2 boyutlu beyaz gürültü, yani, tüm $s \neq t$ ’ler için; $E(w_t) = 0$, $E(w_t w'_t) = \Sigma_w$ ve $E(w_t w'_s) = 0$ ’dir. Buradaki kovaryans matrisi Σ_w tekil olmayan dır.

Geleneksel VAR modelindeki $\{y_t\}$ varyans ayırıştırması ve etki-tepki fonksiyonları elde etmek için kullanılır. Benzer şekilde, tarihsel ayırıştırma VAR’ın hareketli ortalamasını (HO)

temel almaktadır. Belirli bir zaman dilimi içinde tüm data setinin bir bölümü için bir deęişkenin aritmetik ortalaması olarak ifade edilen HO, Denklem (2)'deki şekilde yazılabilir.

$$y_t = JY_t = CJ + \sum_{i=0}^{\infty} JM^i J'JU_{t-i} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \quad (2)$$

Burada,

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}, \quad U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, \quad M = \begin{bmatrix} L_1 & L_2 & \cdots & L_{p-1} & L_p \\ I_2 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_2 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_2 & 0 \end{bmatrix}, \quad C = \begin{bmatrix} c \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix},$$

$\Phi_i = JM^i J' u_{t-i}$ $u_{t-i} = JU_{t-i}$ olurken, $\mu = CJ$ şeklinde ifade edilir.

P 'nin alt üçgen matris olarak tanımlandığı kovaryans matrisi $\sum_{\mu\mu} = PP'$, ve $\theta_i = \Phi_i P$ ve $w_{t-i} = P^{-1}u_{t-i}$, olarak tanımlandığı durumda Denklem (2) aşağıdaki gibi olur.

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i w_{t-i}, \quad (3)$$

T 'yi örneğimizdeki birinci gözlemden geçen bir temel dönem olarak ele alalım. T 'nin eklendiği Denklem (3)'ü aşağıdaki gibi kolayca ayrıştırabiliriz:

$$y_{t+j} = \sum_{i=0}^{j-1} \theta_i w_{T+j-i} + \sum_{i=j}^{\infty} \theta_i w_{T+j-i}, \quad (4)$$

Burada, denklemin sağ tarafındaki ilk öge, $\sum_{i=0}^{j-1} \theta_i w_{T+j-i}$, y_{t+j} 'nin T zamanından sonraki şoklarını temsil etmekte olup gerçek seri ile temel öngörü arasındaki inovasyon sürecinden dolayı oluşan farktır. Öte yandan, $\sum_{i=j}^{\infty} \theta_i w_{T+j-i}$, dinamik tahmin ya da temel projeksiyon, yani, T zamanındaki bilgiye bağlı olan y_{t+j} 'nin tahminidir. Gerçek seriye göre şokların T zamanına kadar belirli deęişkenler üzerindeki etkilerini belirlemek için denklem (4)'teki ifadenin ilk kısmı kullanılır. Sonuçta, denklemin ilk kısmı bize her analiz döneminin HO matrislerini verirken her bir bağımlı deęişkene her türlü şokun katkıları, her dönem için HO matrislerinden elde edilebilir.

Çalışmada tahmin edilen tarihsel ayrıştırma şoklarının güven aralıkları Efron'ın (1982) tanımladığı şekilde öz-çıkarma yöntemi ile hesaplanmış olup hesaplanırken aşağıdaki yol izlenmiştir.

1. VAR modeli için uygun görülen p gecikme deęeri ile tahmin edilen her bir VAR model denkleminin (örneğin, $Y_t = \hat{c} + \sum_{i=0}^p \hat{K}_i Y_{t-i} + \hat{e}_t$) artıkları hesaplanır.

2. Elde edilen $(Tx1)$ boyutlu denklem artığı, öz-çıkarma yöntemi ile N defa tekrarlanarak $j = 1,2$ ve $n = 1,2 \dots N$ olmak üzere $e_{j,n}^*$ 'ler elde edilir.

3. Bir önceki adımda elde edilen sanal artıklar başlangıçta elde edilen VAR modelinde yerine konulduğunda $Y_{t,n}^* = \hat{c} + \sum_{i=0}^p \hat{A}_i Y_{t-i} + \hat{e}_{t,n}^*$, $Y_t^* = Y_t$ olacak şekilde N adet sözde (pseudo) serisi elde edilir.

4. Üçüncü adımda elde edilen yeni seriler kullanarak yeni VAR modelleri tahmin edilir ve yukarıda açıklandığı gibi yeni tarihsel ayırıştırma sonuçları hesaplanır. TA tahminlerinin alt ve üst bantları ise hesaplanan N adet sonuçlardan istatistiksel olarak elde edilir. Sonuç olarak elde edilen TA Denklem (5)’te gösterilmektedir.

$$y_{T+j,b}^* = \sum_{i=0}^{j-1} \theta_i^* w_{T+j-i}^* + \sum_{i=j}^{\infty} \theta_i^* w_{T+j-i}^* \quad (5)$$

Bu sayede, parasal büyüklüklerin çıktı üzerindeki etkisinin tarihsel ayırıştırma yöntemiyle incelerken güven aralıkları da hesaplanmıştır.

3. Veri Tanımı ve Ampirik Sonuçlar

Bu bölümde, ekonomik değişkenlerin tarihsel ayırıştırma yöntemini kullanarak çıktı için tahmin gücüne sahip olup olmadığı incelenmiş olup, çalışma 1987:1-2019:4 dönemi üç aylık Türkiye verilerine dayanmaktadır. Bu çalışmada çıktı reel GSYİH ile ölçülmüş ve M1, M2 ve iskonto oranı (r) olmak üzere üç finansal değişke incelenmiştir. İçerdiği varlıkların likit olma derecesine göre çeşitli parasal büyüklük tanımları olmakla birlikte, M1 parasal büyüklüğü dolaşımdaki para ve vadesiz mevduat toplamından oluşurken, M2 buna vadeli mevduatın da eklenmesiyle elde edilir. Reel GSYİH (y), M1 ($m1$) ve M2 ($m2$) logaritmik olarak büyüme olarak dönüştürülmüş ve tüketici fiyat endeksinin büyüme oranı bir enflasyon (π) ölçüsü olarak kullanılmıştır. İskonto oranları hariç, tüm veriler mevsimsellikten arındırılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Denetleme Sisteminden (EVDS) elde edilmiştir.

Tarihsel ayırıştırma sonuçlarının verilerdeki eğilimlerin varlığı açısından hassas olduğu ve verilerin uzun dönem özelliklerinin doğru modellenmesinde çok önemli olduğu çalışmalar da bulunmaktadır (Christiano ve Ljungqvist, 1988; Stock ve Watson, 1989). Bir zaman serisi $\{Y_t\}$ için, aşağıda verilen Denklem (6)’daki doğrusal modeli en küçük kareler tahmin edicisi ile tahmin edilerek regresyon modelindeki en küçük kareler (EKK) tahmini otoregresif katsayıların toplamı (ρ) elde edilebilir.

$$Y_t = \mu + \delta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{k=1}^q \gamma_k \Delta Y_{t-k} + \eta_t \quad (6)$$

Burada $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ olup eğer $\rho < 1$ ise Y_t değişkeni durağan ya da ortalamaya geri dönme eğilimindedir. Eğer $|\rho| = 1$ ise Y_t bir birim kök sürecidir. Bu çalışmada serilerin şoklara karşı gösterdiği tepki ile ilgilenildiği için $\rho > 0$ olduğu duruma konsantre olunacaktır. Bu kabullerle birlikte, Tablo 1’de, her bir değişken serisi ve ilk farkı için tek değişkenli bir otoregresyon denklemi için otoregresif katsayıların (ρ) toplamının olağan en küçük kareler (OLS) tahminini sunulmaktadır. Tabloda, $\hat{\rho}$ EKK tahminini göstermektedir. Her bir otoregresif modelin sırası, katsayının en uzun gecikme üzerindeki önemi için maksimum 8 dereceye izin veren ardışık

%10 seviyeli t-tipi testlerle belirlenmiřtir (Ng ve Perron, 1995). Ayrıca, 200 grid noktasının her birinde 999 öz-çıkarm replikasyonu kullanılarak Hansen'in (1999) grid-t öz-çıkarm yöntemi ile elde edilen ρ için %90 güven aralıkları tabloya eklenmiřtir. Bununla birlikte, ρ için EKK tahmincisine uygulanan Romano ve Wolf (2001) alt örneklem yöntemi ile elde edilen %90 simetrik güven aralıkları da ρ için hesaplanmıřtır. ρ için güven aralıklarından en az biri, y , $m1$, $m2$, r ve π durumlarında birlik içerirken bu durum, $\Delta\pi$, Δr , Δy , $\Delta m1$ veya $\Delta m2$ 'de geçerli deęildir.

Tablo 1. Verilerin Trend Özellikleri

Seri	p	$\hat{\rho}$	$\hat{\rho}$ için %90 güven aralığı	
			Grid bootstrap	Alt örneklem
y	2	0.82	(0.73 , 0.76)	(0.90 , 0.91)
$m1$	6	0.99	(0.99 , 1.01)	(0.98, 0.99)
$m2$	4	0.99	(0.99 , 1.01)	(0.98, 0.99)
r	1	0.94	(0.91 , 1.02)	(0.82, 0.96)
π	6	0.87	(0.78 , 1.05)	(0.51, 0.92)
Δy	4	0.28	(0.27 , 0.73)	(-0.17, 0.51)
$\Delta m1$	8	0.61	(0.39 , 1.08)	(0.21, 0.74)
$\Delta m2$	9	-0.24	(-0.77 , 0.61)	(-1.11, 0.13)
Δr	2	-0.84	(-1.11, 0.54)	(-1.14, -0.58)
$\Delta\pi$	5	-1,90	(-2.56, -1.23)	(-2.55, -1.29)

Tarihsel ayrıştırma sonuçları, ABD için para büyümesinde önemli deterministik eğilimler olduğuna dair kanıtlar olduğunu açıklayan Stock ve Watson (1989) ve Swanson (1998) ile Türkiye'de de benzer şekilde Berüment ve Doęan (2003) tarafından gösterilen deterministik eğilimlerin varlığı açısından da hassastır. Bu nedenle bu çalışmada Δy , $\Delta m1$, $\Delta m2$ ve π serilerinde yalnızca sabit terim göz önünde bulundurulmuřtur. Literatürde yapılan çalışmalarda birinci dereceden farkları alınan reel milli gelir, M1, M2 ve enflasyon serileri için örneklem boyunca trend bileřeni istatistiksel olarak anlamlı olmadığı gösterilmiřtir. Bu nedenle bu çalışmada tarihsel analiz için serilerde deterministik bileřen alt örneklem analizi içerisinde deterministik bileřen göz ününde bulundurulmamıřtır.

Analiz için bir bařlangıç noktası olarak, $m1$, $m2$ veya r 'den y 'ye ařağıdaki Denklem (7)'de verilen doęrusal VAR modeli dikkate alınmıřtır.

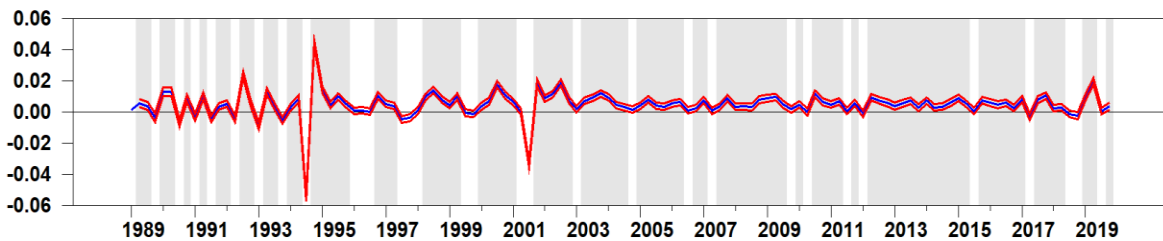
$$Z_t = \mu + \sum_{k=1}^{n_1} \Phi_k X_{t-k} + \sum_{k=1}^{n_2} \beta_k \pi_{t-k} + \xi_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

Burada $Z'_t = [\Delta y_t : \Delta m_{1,t}]$, $Z'_t = [\Delta y_t : \Delta m_{2,t}]$ veya $Z'_t = [\Delta y_t : r_t]$ ifade ederken, ξ_t is hata vektörünü gösterir. Eř-bütünleřme teorisine göre bu iki seri eđer stokastik bir trende sahip olsaydı iki seri arasında olası ortak bir stokastik trendin var olup olmadığı arařtırılırdı. Bu çalışmada, Tablo 1'de verilen tahmin sonuçlarına göre birinci dereceden farkları alınan tüm serilerde hem stokastik hem de deterministik trendin olmadığı açıkça ifade edilebilir. Analiz periyodu boyunca y 'nin $m1$, $m2$ veya r ile eřbütüleřmediğini belirtmek gerekir. Bu nedenle, bu iki seri arasında ortak bir stokastik trend'in var olup olmadığına iliřkin eřbütünleřme test sonuçları

rapor edilmemiştir. Bu seriler arasında tarihsel olarak dinamik ilişkinin analizi için iki değişkenli VAR modeli kullanılmıştır. Bunun için, öncelikle iki değişkenli doğrusal VAR modelinin optimal gecikme sırası (p), literatürde yaygın olarak kullanılan Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria- AIC) kullanılarak belirlenir. $p = 1$ 'den $p = 8$ 'e kadar, VAR modelinin gecikmesini sırayla arttırır ve minimum AIC değeri ile gecikme sırası seçilir. Bu yaklaşımı kullanarak VAR modelinin gecikme uzunlukları $Z'_t = [\Delta y_t : \Delta m_{1,t}]$ ve $Z'_t = [\Delta y_t : r_t]$ için $n_1 = 5$ ve $Z'_t = [\Delta y_t : \Delta m_{2,t}]$ içinse $n_1 = 2$ olarak belirlenmiştir. Bazı çalışmaları takiben (Friedman ve Kuttner, 1992; Psaradakis vd. 2005), bu çalışmada gecikmesi alınmış enflasyon, finansal değişkenler ve çıktı arasındaki tarihsel dinamik bağlantının test edilmesinde dışsal değişkeni olarak yer almaktadır.

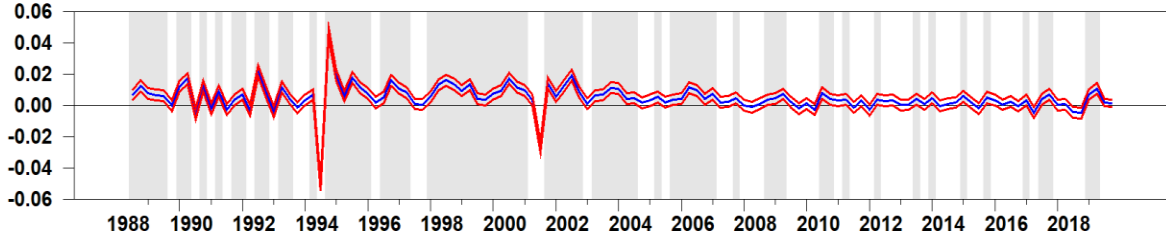
Bu çalışmada analize konu olan 1987:1 – 2019:4 arasındaki milli gelir ve parasal büyüklükler ile faiz oranı serisi tarihsel ayırıştırma sonuçları Grafik 1, Grafik 2 ve Grafik 3'te verilmiştir. Grafiklerde kırmızı renkle belirtilen alan öz-çıkarma yöntemi ile belirlenen güven aralığının alt ve üst bandını göstermekte olup taralı olarak gösterilen dönemlerde ise bir değişkenin diğer değişken üzerinde yaptığı olumlu etki belirtilmektedir. Türkiye'de para politikası ve merkez bankacılığı 1980'den günümüze kadar birçok değişim yaşamış olup günümüzde daha çok uluslararası eğilimleri takip eder hale gelmiştir. Merkez bankalarının hedefi belirli bir enflasyon oranına veya nominal bir hasıla düzeyine erişmek ise ve bu hedeflerle para arzı arasında (örneğin M2) istikrarlı bir ilişki varsa miktar kuramı çerçevesinde para arzı değişkeni ara hedef olarak seçilebilir. Bu parasal hedefleme politikası ABD, İngiltere Japonya ve Almanya gibi gelişmiş ülkelerde 70'lerde denenmiş ama Almanya dışındaki ülkelerde başarılı olamadığından daha sağlam çapaya sahip olan enflasyon hedeflemesi para politikasına geçiş gerçekleşmiştir. Gelişmekte olan ülkelerde benzer şekilde eğilimler olmuş 90'lardan itibaren enflasyon hedeflemesi ana para politikası yöntemi haline gelmiştir (Cömert ve Türel, 2016). Türkiye'de ise 1980-2001 döneminde para ve döviz kuru hedeflemesi para politikasında nominal çapa olarak ele alınmıştır. Para politikasının etkisizliği ve hem iç hem de dış kaynaklı krizler nedeniyle ekonomik olarak çalkantılı bir dönem yaşanmıştır.

Çalışmaya konu olan analiz dönemi özelinde Türkiye incelendiğinde 1988-93 yıllarında ekonomik istikrarsızlıklar ve şoklar parasal büyüklüklerin ve faiz oranının gelir üzerine etkisinin de grafiklerden görülebileceği üzere dalgalı olmasına neden olmuştur. İç dinamiklerin tetiklediği 1994 krizi döneminde analize konu büyüklükler geliri önce azaltıcı daha sonra ise artırıcı yönde etkilemiştir.



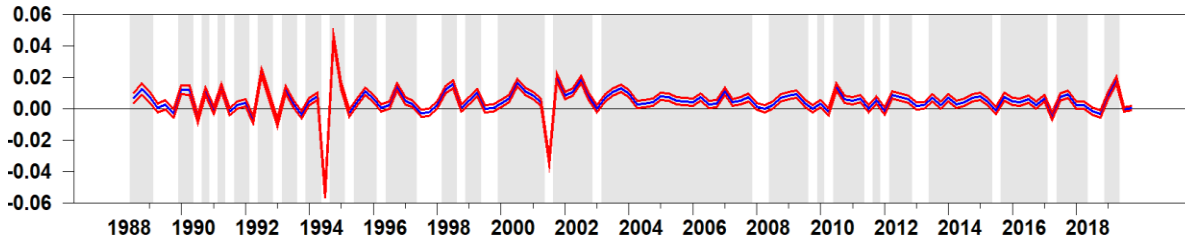
Grafik 1. M1 Parasal Büyüklüğünün Reel Milli Gelir Üzerindeki Tarihsel Etkisi

1994 yılındaki ekonomik krizin yarattığı güçlüklerin ardından bir süre stabil bir ekonomik işleyiş olsa da 1997 Doğu Asya, 1998 Rusya ve 1999 Brezilya krizlerinin ardından meydana gelen 1999 depremlerinin yansımaları milli gelirdeki dalgalanmalar şeklinde grafiklerden gözlemlenmektedir.



Grafik 2. M2 Parasal Büyüklüğünün Reel Milli Gelir Üzerindeki Tarihsel Etkisi

Büyük bütçe açığının olduğu, piyasalarda yüksek enflasyonun yaşandığı ve birçok bankanın Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonuna (TMSF) devriyle sonuçlanan iç kaynaklı 2001 Krizi parasal büyüklüklerin gelir üzerindeki etkisinin derinden hissedildiği bir dönem olmuştur. 2001 Krizinden sonra enflasyon hedeflemesi çerçevesinde para politikası benimsendiği döneme girilmiştir. Bu dönemin özellikle 2008'e kadar olan döneminde Uluslararası Para Fonu'nun (IMF) da talebiyle parasal büyüklükler de sıkı bir şekilde takip edilmiştir (Özatay, 2009). Bu dönemde kanunda yapılan değişikliklerle özellikle Merkez Bankasının hedeflerine ulaşmak için seçebileceği araçları seçmekte bağımsız olması ve Dünya'da ekonomik bir kriz olmaması Türkiye için ekonomik olarak başarılı bir dönemin yaşanmasını sağlamıştır. Grafiklerden görüleceği üzere 2001-2008 döneminde düşük de olsa parasal büyüklükler ve faiz oranı geliri destekleyici yönde eğilimdedir.



Grafik 3. Faiz Oranı Parasal Büyüklüğünün Reel Milli Gelir Üzerindeki Tarihsel Etkisi

Dış kaynaklı olan ve 2. Dünya savaşından sonraki en büyük durgunluğa neden olan 2008 Global Finansal Krizinden sonra parasal büyüklüklerin geliri destekleyici etkisi yok olsa da bu kısa sürmüştür. Bu dönemden sonra günümüze kadar M1, M2'ye göre geliri daha destekleyici olmuştur. 2008 sonrasındaki Türkiye ekonomisinde meydana gelen dalgalı seyir tarihsel ayrıştırma yöntemi ile elde edilen grafiklerde de açık bir şekilde görülmektedir.

Çalışmada tarihsel ayrıştırma analizine ilişkin elde edilen tüm sonuçlara göre bu çalışma bize Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülke ekonomisi için analize konu olan örneklem döneminin

içerdiği bilginin zamanın farklı dönemlerinde farklı dinamik sonuçlar ortaya koyduğunu göstermektedir. Bu sonuç ister para-çıktı gibi iki değişkenli, isterse daha fazla değişkeni içerecek olan farklı makroekonomik modellerin parametrelerinin zamanla değiştiğini ve farklı dönemlerde ortaya çıkan şokların sistem içerisinde bulunan diğer değişkenler üzerinde farklı büyüklük ve yönde etkilere sahip olduğunun bir bulgusudur. Bu nedenle bu çalışmada yapılan analiz Türkiye Ekonomisi için önceki çalışmalardan farklı olup ekonomik literatüre yeni katkıların sunulduğu ifade edilebilir.

4. Sonuç ve Değerlendirmeler

Türkiye’de ve Dünya’da para politikalarını reel ve finansal sektörlerde meydana gelen krizler değiştirmiştir. 1980 ve 90’lardaki para ve döviz kuru hedeflemesinin 2000’li yılların başındaki krizle başarısız olduğu anlaşılmış, 2000’li yıllara enflasyon hedeflemesi para politikası ile girilmiştir. İlk baştaki örtük enflasyonu takip eden açık enflasyon hedeflemesi politikasının başarılı bir şekilde uygulandığı ve Dünya’da da genişleyici ekonomik politikaların yaşandığı dönem Türkiye için ekonomik açıdan rahat yıllar olarak tarihte yerini almıştır. 2008 yılında meydana gelen finansal ekonomik kriz sonrası enflasyon hedeflemesi para politikası yerini yeni arayışlara kendisini bırakmıştır. Bu dönemde finansal istikrarın sağlamak için enflasyon hedeflemesinin yeterli olmayacağı görüşü ortaya çıkmaya başlamıştır. 2011 yılından itibaren başlayan ve günümüze kadar devam eden dönemde makro ihtiyati politikaların öne çıktığı para politikası gözlenmiştir.

Bu çalışmada 1987-2019 döneminde üç aylık verilerle çıktı üzerine parasal büyüklüklerin ve faiz oranının etkisi tarihsel ayırıştırma yöntemi yardımıyla incelenmiştir. Tarihsel ayırıştırma yönteminin şokları bütünsel olarak inceleme özelliği sayesinde değişkenlerin çıktı üzerindeki etkileri tüm dönemde gözlenebilmiştir. Çalışma tarihsel ayırıştırmanın parasal büyüklükler ve çıktı ilişkisinin incelenmesinde ilk defa kullanılması yönünde Türkiye literatürüne farklı bir bakış açısı katmaktadır. Analiz döneminde özellikle iç krizlerin meydana geldiği 1994 ve 2001 yıllarında parasal büyüklükler gelir üzerinde belirgin bir etkiye sahip olmakla birlikte genel olarak geliri az etkilediği gözlenmiştir.

Analiz dönemi Türkiye’de 1987-2001 arasında para ve döviz hedeflemesi, 2001 sonrasında ise enflasyon hedeflemesinin çapa olarak alındığı para politikası olan dönemleri kapsamaktadır. Bu nedenle bu çalışma iki çok farklı dönemdeki parasal büyüklüklerin ve faiz oranının gelir üzerindeki etkisinin gözlemlenmesine katkısı da olmuştur. Bu dönemlerden ilkinde parasal büyüklükler daha geniş dalgalı bir yapı ile geliri etkilerken, enflasyon hedeflemesinin temelde olduğu ikinci dönemde bu dalgalanmaların azaldığı gözlenmiştir. Para teorisindeki paranın yansızlığı ilkesi ise uzun dönemde M1 ve M2 para arzı büyüklüklerindeki değişikliklerin çıktıda artışa neden olması nedeniyle reddedilmektedir.

Kaynakça

- Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money–income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 49–99. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(86\)90037-0](https://doi.org/10.1016/0167-2231(86)90037-0)
- Berument, H. and Dođan, B. (2003). Openness and the effectiveness of monetary policy: Empirical evidence from Turkey. *Applied Economics Letters*, 10(4), 217-221. <https://doi.org/10.1080/135048502200015842>
- Bozkurt, C. (2014). Money, inflation and growth relationship: The Turkish case. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 309-322. Retrieved from <https://www.econjournals.com/>
- Bozoklu, Ő. (2013). Money, income, and causality: An examination for the Turkish economy. *Economic Research-Ekonomska Istrađivanja*, 26(1), 171-182. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2013.11517596>
- Christiano, L. J. and Ljungqvist, L. (1988). Money does Granger-cause output in the bivariate money–output relation. *Journal of Monetary Economics*, 22(2), 217–235. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90020-7)
- Cömert, H. ve Türel, O. (2016). *Finansal küreselleŐme sürecinde Türkiye’de para politikalarının evrimi, 1980-2014* (ERC-Economic Research Center, Middle East Technical University Working Paper Series 1613). EriŐim adresi: <http://erc.metu.edu.tr/en/system/files/menu/series16/1613.pdf/>
- Efron, B. (1982). *The jackknife, the bootstrap, and other resampling plans* (1. Ed.). Philadelphia: SIAM.
- Eichenbaum, M. and Singleton, K. J. (1986). Do equilibrium real business cycle theories explain postwar US business cycles? *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 91-135. <https://doi.org/10.2307/3585163>
- Erdal, B. (2018). The nexus between monetary variables and economic growth under inflation targeting regime: Empirical evidence from Turkey. *International Research Journal of Applied Finance*, 9(10), 435-444. Retrieved from www.irjaf.com
- Friedman, B. M. and Kuttner, K. N. (1992). Money, income, prices, and interest rates. *American Economic Review*, 82, 472–492. Retrieved from <https://www.aeaweb.org/journals/aer>
- Friedman, B. M. and Kuttner, K. N. (1993). Another look at the evidence on money–income causality. *Journal of Econometrics*, 57, 189–203. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90064-C](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90064-C)
- Hansen, B. E. (1999). The grid bootstrap and the autoregressive model. *Review of Economics and Statistics*, 81, 594–607. <https://doi.org/10.1162/003465399558463>
- Korap, H. L. (2007). Multirank cointegration analysis of Turkish M1 money demand (1987Q1-2006Q3). *Istanbul University Econometrics and Statistics E-Journal*, 6, 1-28. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ekoist>
- Krol, R. and Ohanian, L. E. (1990). The impact of stochastic and deterministic trends on money–output causality: A multi-country investigation. *Journal of Econometrics*, 45, 291–308. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90001-A](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90001-A)
- Litterman, R. B. and Weiss L. (1985). Money, real-interest rates, and output: A reinterpretation of postwar U.S. data. *Econometrica*, 53, 128–156. <https://doi.org/10.2307/1911728>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis* (1. Ed.). Berlin: Springer.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268–281. <https://doi.org/10.2307/2291151>
- Özatay, F. (2009). Türkiye’de 2000-2008 döneminde para politikası. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 24(275), 37-65. EriŐim adresi www.iif.com.tr

- Psaradakis, Z., Ravn, M. O. and Sola, M. (2005). Markov switching causality and the money output relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 665-683. <https://doi.org/10.1002/jae.819>
- Romano, J. P. and Wolf, M. (2001). Subsampling intervals in autoregressive models with linear time trend. *Econometrica*, 69, 1283-1314. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00242>
- Saatçioğlu, C. and Korap, L. (2008). Long-run relations between money, prices and output: The case of Turkey. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 4(7), 33-54. Erişim adresi <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijmeb>
- Shi, S., Hurn, S. and Phillips, P. C. (2016). Causal change detection in possibly integrated systems: Revisiting the money-income relationship. *Journal of Financial Econometrics*, 18(1), 158-180. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbz004>
- Sims, C. A. (1972). Money, income and causality. *American Economic Review*, 62, 540-552. Retrieved from <https://www.aeaweb.org/journals/aer>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Stock, J. H and Watson, M. W. (1989). Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, 40, 161-181. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(89\)90035-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(89)90035-3)
- Taştan, H. and Şahin, S. (2020). Low-frequency relationship between money growth and inflation in Turkey. *Quantitative Finance and Economics*, 4(1), 91. <https://doi.org/10.3934/QFE.2020005>
- Thoma, M. A. (1994). Subsample instability and asymmetries in money-income causality. *Journal of Econometrics*, 64, 279-306. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90066-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90066-3)

ANALYSIS OF MONETARY VARIABLES AND OUTPUT RELATIONSHIP WITH HISTORICAL DECOMPOSITION METHOD FOR TURKEY

EXTENDED SUMMARY

Introduction

The relationship between money and output has received tremendous attention over the years in both empirical and theoretical studies. There are many studies in the literature examining the "causal" relationship between money and output and, making Granger causality test for the correct analysis of the monetary variables to the output variable in Turkey and other countries. Given the vital role typically attributed to monetary policy in the economic business cycle, interest in this issue is not surprising. In studies examining the relationship between money and output, empirical evidence of money-output causality was observed as "unstable". This unstable situation can be expressed as the results obtained from causality tests are sample dependence (or time dependence). In addition, tool dependency of the results obtained from the causality tests is another source of the unstable situation (Psaradakis et al., 2005). This means obtained results changed depending on the tool, sample or time.

Methodology

The time-varying effect of monetary variables M1, M2 and interest rate on economic output was analyzed using the historical decomposition (HD) approach. While $M1_t$, $M2_t$ and D_t are the M1, M2 and the discrete rate (r) variables at the time t respectively, EB_t means the gross domestic product, ie the output. In the analysis, the historical decomposition analysis of the effect of each variable on the output was made separately and each monetary size variable was accepted as PB_t at time t . The two-dimensional vector $y_t = (\Delta \log PB_t, \Delta \log EB_t)$ is assumed to have a VAR structure and follow the VAR(p) process. When inflation is accepted as F_t as the lagged conditional variable it becomes as $y_t = E\{y_t|F_t\}$, where $E\{.|F_t\}$ is the conditional expectations operator.

The confidence intervals of the historical decomposition shocks predicted in the study were calculated with the bootstrap method as defined by Efron (1982) and the resulting historical decomposition (HD) is shown in the below Equation 1.

$$y_{T+j,b}^* = \sum_{i=0}^{j-1} \hat{a}_i^* Q_i^* w_{T+j-i}^* + \sum_{i=j}^{\infty} \hat{a}_i^* Q_i^* w_{T+j-i}^* \quad (1)$$

Data Description and Empirical Results

In this study, the empirical evidence about the relationship between real income and the money and interest rates examined using quarterly data for the period 1987:1 to 2019:4 of Turkey. In the study, the output was measured in real GDP and three financial variables, M1, M2 and discount rate (r), were examined. The effects of M1, M2 and interest variables on real output were

analyzed by using Historical Decomposition (TA for short). This study is the first study investigating the TA methods for the relationship between monetary variables and output in Turkey. Besides, the historical decomposition method allows us to see work cycle effects that are typically not given by standard Granger causality analysis and allows us to achieve shocks of different sizes and signs. Thus, unlike full sample models that produce combined results for the entire observation period, it provides more valid results with the time-varying shocks between variables. Also, examining the historical contribution of the related variables over each other also allows us to see whether there is a structural change in the past to the present in the monetary policy of Turkey. Finally, the confidence interval for bootstrap HD prediction was also estimated in a vector autoregression (VAR) system proposed by Efron (1982). A VAR model has been created for the relationship between each monetary variable and income. Considering inflationary dynamics in Turkey's economy since the 1970s, the lags of inflation variable has been taken as exogenous variable in the VAR model.

Conclusion

While the estimation results obtained from this study can be seen that M1, M2 and interest rate variables explain the income variable negatively in 1994 and 2001 Crises, it can be stated that it has a positive explanation power although it is mostly not strong in other periods.

Analysis period covers both the money and exchange rate targeting period(1987-2001), and the inflation targeting period (2001-2019) as an anchor in monetary policy in Turkey. For this reason, this study also contributed to the observation of the effect of monetary variables and interest rate on output in two very different periods. In the first of these periods, while monetary variables affected output with a larger fluctuating structure, it was observed that these fluctuations decreased in the inflation targeting period. The principle of the neutrality of money in the money theory is rejected in Turkey in the long term due to the changes in the size of M1 and M2 money supply causing an increase in the output.