



Para ve maliye politikalarının göreceli etkinliği: Türkiye örneği

The relative effectiveness of monetary and fiscal policies: The case of Turkey

Sefa ÖZBEK 
Burak UĞUR 

Kahramanmaraş Sütçü İmam
Üniversitesi, İktisadi ve İdari
Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
Kahramanmaraş, Türkiye

Öz

Ülke ekonomilerinde, istikrarlı ekonomik göstergelerin ortaya çıkabilmesi için sürdürülebilir iktisat politikaları önemli görülmektedir. Özellikle 1990'lı yıllardan itibaren iktisat politikalarının etkinliğine ve önemine yönelik teorik ve ampirik birçok tartışma bulunmaktadır. Söz konusu tartışmaların özünü Keynesçi ve Klasik görüşün savunduğu politikalar oluşturmaktadır. Para ve maliye politikalarının etkinliği temelinde gerçekleşen tartışmalar günümüzde de sürmektedir. Dolayısıyla iktisat politikalarının en temel tartışma alanı olan para ve maliye politikalarının göreceli etkinliğinin tespiti önemli hâle gelmektedir. Bu çalışmada Türkiye'de para ve maliye politikalarının göreceli etkinliğini ayırtmak amacıyla 2004:Ç1-2020:Ç3 dönemi verileri ile Vektör Otoregresif (VAR) metodu uygulanmıştır. Kurulan modelde bağımlı değişken olarak reel gayri safi yurt içi hasıladaki (GSYH) nispi değişim, açıklayıcı değişkenler ise para politikası göstergesi olan para politikası faizindeki nispi değişim; maliye politikası göstergesi ise reel faiz dışı bütçe harcamalarındaki nispi değişim alınmıştır. Bulgular, söz konusu dönemde para politikalarının, maliye politikalarına göre daha etkin olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Para politikası, maliye politikası, VAR analizi

ABSTRACT

Sustainable economic policies are considered important for the emergence of stable economic indicators in national economies. Especially since the 1990s, there have been many theoretical and empirical discussions on the effectiveness and importance of economic policies. The core of these discussions is the policies advocated by the Keynesian and Classical views. The debates that take place on the basis of the effectiveness of monetary and fiscal policies continue today. Therefore, the determination of the relative efficiency of monetary and fiscal policies, which is the most fundamental area of discussion of economic policies, becomes important. In this study, the Vector Autoregressive (VAR) method was applied with the data of the period 2004:Q1-2020:Q3 in order to distinguish the relative effectiveness of monetary and fiscal policies in Turkey. In the model established, the relative change in the real gross domestic product (GDP) as the dependent variable, while the explanatory variables are the relative change in the monetary policy rate, which is the indicator of monetary policy; The fiscal policy indicator is the relative change in real primary budget expenditures. Findings show that monetary policies were more effective than fiscal policies in this period.

Keywords: Monetary policy, fiscal policy, VAR analysis

Giriş ve Teorik Çerçeve

İktisat politikasının temel iki aracı para ve maliye politikasıdır. Para politikası, merkez bankalarının ekonominin genel amaç ve hedeflerine ulaşmak için para miktarı ve faizlerin nasıl yönlendirilmesi gerektiğini sorgulamaktadır (Tüyen, 2014). Maliye politikası ise, hükümetlerin ekonominin genel amaç ve hedeflerine ulaşmak için kamu harcamaları, vergiler ve borçlanma araçlarının nasıl yönlendirilmesi gerektiğini sorgulamaktadır. Günümüzde para politikaları ekonomi yönetiminde ön plana çıkmasına rağmen iktisat politikasının amaç ve hedeflerine ulaşabilmesi için para ve maliye politikaları arasında koordinasyon olması gerekmektedir.

Devletin ekonomiye para ve maliye politikalarıyla müdahale etmesi ekonomi bilminde 1929 bunalımından sonra gündeme gelmiştir. Bu şekilde aktif iktisat politikasına dayalı bir analiz ilk kez Keynes'in (1936) kısaca Genel Teori olarak da adlandırılan kitabıyla yapılmıştır. Keynes öncesi dönemin temel görüşü olan geleneksel yaklaşım devleti jandarma devlet olarak nitelendirmekte ve aktif iktisat politikalarına karşı çıkmaktadır. Geleneksel görüşe göre emek-mal ve para piyasaları sürekli dengede olup, dengesizlik durumlarında ekonomi kendiliğinden hızlıca dengeye varacaktır. Bu görüşe göre, para ve maliye politikalarıyla ekonomiye müdahale hem kısa hem de uzun sadece fiyatlar genel düzeyini arttırmakta olup, hasılayı etkilemeyecektir. Fakat büyük bunalım bu durumun geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Geleneksel yaklaşımla çatışan bu somut durum karşısında, Keynes ekonominin dengeye gelmesi için devlet müdahalesini önermiştir (Ünsal, 2013). Keynesçi yaklaşıma göre, ekonomiler açısından tam istihdam durumu özel ve istisnai, eksik istihdam ise genel bir durumdur. Keynes'e göre fiyatlar tam istihdam düzeyine kadar sabittir. Fiyatlarda artış bir diğer deyişle enflasyon, tam istihdam seviyesinden sonra başlamaktadır (Paya, 2013). Bu nedenle ekonomiye aktif iktisat politikalarıyla müdahalenin etkin olacağı öne sürülmektedir.

Geliş Tarihi/Received: 07.07.2021

Kabul Tarihi/Accepted: 11.10.2021

Sorumlu Yazar/Corresponding Author:

Sefa ÖZBEK

E-posta: sefaozbek@yahoo.com

Cite this article: Özbek, S., & Uğur, B. (2022). The relative effectiveness of monetary and fiscal policies: The case of Turkey. *Oltu Journal of Faculty of Humanities and Social Sciences*, 3(1), 15-20.



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

Keynesçi görüş, efektif talebi yönlendirmede para politikalarından ziyade maliye politikalarının daha etkin olduğunu savunmuştur. Bir başka deyişle, Keynesçiler fiskal uyarıların üstünlüğü tezini savunmuşlardır. Keynesçi yaklaşımda para talebinin faiz esnekliği ve yatırımların faiz esnekliği sırasıyla yüksek ve düşüktür. Bu durumda maliye politikasıyla kamu harcamalarını arttırmak para politikasına göre daha fazla hasılayı arttırmaktadır. Çünkü para arzında bir artış faiz oranları düşürmesine rağmen, yatırımların faiz esnekliğinin düşük olması düşen faizler yatırımların daha az artmasına neden olmaktadır. Keynesçi görüş 1970'li yıllara kadar altın yıllarını yaşamasına rağmen 1950'li yıllardan itibaren Monetarist iktisatçılar tarafından yoğun bir eleştiriye maruz kalmıştır. Monetarist yaklaşım Keynesçi görüşü temelde iki noktada eleştirmektedir. Bunlardan ilki, para politikalarının, maliye politikalarından çok daha etkin olduğu görüşüdür. Bir başka deyişle, Monetaristler parasal faktörlerin üstünlüğü tezini savunmuşlardır. Bu farklılığın temel nedeni, Keynesçi yaklaşımda para talebinin faiz esnekliği ve yatırımların faiz esnekliği sırasıyla yüksek ve düşükken, Monetarist yaklaşımda bu değişkenlerin sırasıyla düşük ve yüksek olmasıdır. Monetarist yaklaşımda para talebinin faiz esnekliğinin düşük, yatırımların faiz esnekliğinin yüksek olması, para arzındaki bir artışın faiz oranlarını düşürmesiyle yatırımların ve hasılanın düşen faizle daha fazla uyarılmasıyla sonuçlanmaktadır. Bu yaklaşımda maliye politikasında bir genişleme ise para talebinin faiz esnekliğinin düşük olması nedeniyle faizlerde yüksek artış yaratacak ve yatırımların faiz esnekliğinin yüksek olması nedeniyle faiz artışı özel sektöre dışlayacak ve hasılanın daha az artmasına hatta sabit kalmasına neden olacaktır. İkinci olarak ise, aktif iktisat politikalarının gereksiz olduğudur. Monetarist yaklaşıma göre, maliye politikaları ekonomiyi hiç etkilemezken, para politikalarının ise gecikme etkileri nedeniyle ekonomik istikrara katkıda bulunması oldukça güçtür. Bu bakımdan aktif iktisat politikaları gereksizdir ama kullanılmak zorunda kalındığında para politikası maliye politikasından daha etkindir (Paya, 2013).

Şekil 1'de Hicks (1937) tarafından oluşturulan IS-LM modeli yardımıyla, para ve maliye politikalarının etkinliği, Keynesçi ve Monetarist görüş çerçevesinde gösterilmektedir. IS-LM modeli mal ve para piyasasında eş anlı dengeyi sağlayan faiz ve milli gelir bileşenini göstermektedir. IS eğrisi, mal piyasasında dengeyi sağlayan alternatif faiz oranı-denge milli gelir bileşimlerini göstermektedir. Bu eğri, faiz oranlarındaki düşüşün yatırım harcamaları ve milli geliri arttırdığını göstermektedir. LM eğrisi ise, para piyasasında

dengeyi sağlayan alternatif milli gelir-denge faiz oranı bileşimlerini göstermektedir. Bu eğri, milli gelirdeki artışın para talebi ve faiz oranlarını arttırdığını göstermektedir.

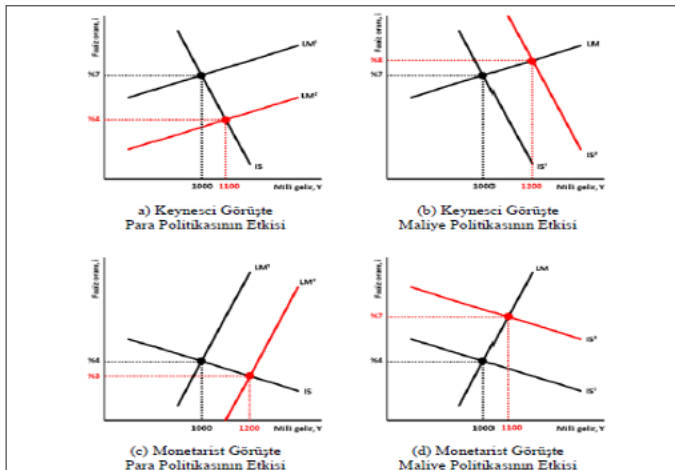
Şekil 1'in a ve b kısmında Keynesçi görüşe uygun olarak çizilen IS (yatırımların faiz esnekliği düşük-nispeten dik) ve LM (para talebinin faiz esnekliği yüksek-nispeten yatık) eğrileri gösterilmektedir. Şekil 1'in c ve d kısmında ise Monetaristlerce savunulan görüşe uygun biçimde çizilen IS (yatırımların faiz esnekliği yüksek-nispeten yatık) ve LM (para talebinin faiz esnekliği düşük-nispeten dik) eğrileri gösterilmektedir. Şekil 1'in a ve b kısmında görüldüğü üzere Keynesçi yaklaşımda kamu harcamalarında bir artış para arzında bir artışa kıyasla milli geliri çok daha fazla arttırmaktadır. Bu durumun temel nedeni yukarıda da belirtildiği üzere, para arzında bir artışın faiz oranları düşürmesine rağmen, yatırımların faiz esnekliğinin düşük olması nedeniyle düşen faizlerin yatırımları daha az uyarmasıdır. Bu yaklaşımda maliye politikasında bir genişleme ise para talebinin faiz esnekliğinin yüksek olması nedeniyle faizlerde düşük bir artış yaratacak ve yatırımların faiz esnekliğinin düşük olması nedeniyle faiz artışı özel sektöre çok daha az dışlayacak ve hasılayı çok daha fazla arttıracaktır. Şekil 1'in c ve d kısmında görüldüğü üzere ise Monetarist yaklaşımda para arzında bir artış kamu harcamalarında bir artışa kıyasla milli geliri çok daha fazla arttırmaktadır. Bu durumun temel nedeni ise maliye politikasında bir genişlemenin faizi oldukça yüksek arttırarak özel sektörü dışlaması ve hasılanın daha az artmasına neden olmasıdır. Monetarist yaklaşımda para talebinin faiz esnekliğinin düşük, yatırımların faiz esnekliğinin yüksek olması nedeniyle para arzındaki bir artışın faiz oranları düşürmesi yatırımların ve hasılanın düşen faizle daha fazla uyarılmasıyla sonuçlanmaktadır. Böylece Keynesçi yaklaşım maliye politikalarının, Monetarist yaklaşım ise para politikalarının daha etkin olduğunu savunmaktadır.

Literatür Araştırması

20. yüzyılın ikinci yarısında, para ve maliye politikalarının etkinliğine ilişkin Keynesçi ve Monetarist görüşlerden hangisinin geçerli olduğu yönünde tartışılan bir konu haline gelmiştir (Çevik, 2012). Bu konuda ilk ampirik analiz Friedman ve Meiselman tarafından 1963 yılında yapılmıştır. Bu yayından itibaren iktisatçılar tarafından bu konuda birçok analiz yapılmıştır.

Ampirik çalışmalarda bu konuda farklı sonuçların elde edildiği görülmektedir. Çalışmaların bir kısmı Monetarist (para politikası daha etkin) görüşü desteklerken, çalışmaları bir diğer kısmı ise Keynesçi görüşü (maliye politikası daha etkin) desteklemektedir. Bu farklılık, kullanılan ekonomik büyüme (GSYİH, GSYİH büyümesi), parasal değişkene (M1, M2, faiz oranı), maliye değişkene (kamu harcaması, bütçe açığı), kontrol değişkenlerine, farklı ekonometrik yöntem ve testler kullanılmasına, ilgili zamanlara ve ülke örneklerine bağlı olarak gerçekleşmektedir.

Ampirik literatürde para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğunu gösteren çalışmalar: Friedman ve Meiselman (1963), Amerika için 1897-1958 yılları arasında ve 1946: II-1958: IV dönemleri arası çeyreklik verilerle regresyon analiziyle para ve maliye politikasının milli gelir üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada milli gelir, para arzı ve maliye değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada, para politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur. Ajayi (1974), Nijerya için 1960-1970 yıllarında sıradan en küçük kareler yöntemini kullanarak bu analizi yapmıştır. Analiz sonucu, GSYİH büyümesi, kamu harcaması ve kamu gelirlerinin değişimi, para arzı değişimi (M1, M2 ve M3) ve toplam harcamayı etkileyen diğer değişkenler kullanılmıştır. Çalışmada, para



Şekil 1.

Para ve Maliye Politikalarının Etkinliği. Karaca, (2017).

politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur. AijSAFE ve Folorunso (2002), Nijerya için 1970-1988 yılları için GSYİH, M1 para arzı ve bütçe açığı değişkenlerini kullanarak çok değişkenli eşbütünleşme regresyonu yöntemiyle para ve maliye politikalarının etkinliğini incelemişlerdir. Analizde, para politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur. Dikmen (2006), Türkiye için 1987-2003 yılları için sıradan en küçük kareler yöntemini kullanarak para ve maliye politikalarının etkinliğini araştırmıştır. Çalışmada, nominal GSMH büyüme hızı, para arzı (M1 ve M2) büyüme hızı ve kamu harcamaları büyüme hızı değişkenleri kullanılmıştır. Analiz sonucu, para politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur. Şen ve Kaya (2015), Türkiye için 2001:I- 2014:II arası çeyreklik verilerle SVAR modeliyle para ve maliye politikasının etkinliğini incelemişlerdir. Çalışmada, GYSİH büyümesi, merkezi hükümet bütçe açığı, merkezi hükümet borç stoku, reel faiz oranı, enflasyon, reel efektif kur endeksi, net rezervler, ticari açıklık oranı ve Avrupa GYSİH büyümesi kullanılmıştır. Analizde, para politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur. Karaca (2017), Türkiye için 2004: III-2017: I arası çeyreklik verilerle GSYİH büyümesi, politika faizi değişimi, reel faiz dışı bütçe harcamaları değişimi değişkenlerini kullanarak ARDL modeliyle bu analizi yapmışlardır. Çalışmada, para politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur. Akıncı ve Tuncer (2018), Türkiye açısından 2006:I- 2016:III çeyreklik verilerle ARDL modeliyle para ve maliye politikalarının etkinliğini incelemişlerdir. GSYİH, geniş tanımlı para arzı (M2) ve kamu harcamalarının kullanıldığı çalışmada, para politikası maliye politikasından daha etkin bulunmuştur.

Ampirik literatürde maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğunu gösteren çalışmalar: Ansari (1996), Hindistan için 1963-1993 arası GSYİH, geniş tanımlı para arzı, GSYİH deflatörü ve kamu harcaması değişkenlerini kullanarak VAR modeliyle analiz etmişlerdir. Çalışmada, maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğu bulunmuştur. Düzgün (2010), Türkiye için 1987:I- 2007:III arası çeyreklik verilerle GSYİH, M2 para arzı

ve devletin nihai tüketim harcamaları değişkenlerini kullanarak ARDL yöntemiyle para ve maliye politikalarının etkinliğini incelemiştir. Çalışmada, maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğu bulunmuştur. Topçu ve ark. (2012), Romanya, 2004:IV-2011:II arası çeyreklik verilerle sıradan en küçük kareler ve nedensellik yöntemleriyle para ve maliye politikalarının etkinliğini araştırmıştır. Analizde, GSYİH, geniş tanımlı para arzı (M2) ve kamu harcaması değişkenleri kullanılmıştır. Bulgular, maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğunu göstermiştir. Sancar (2015), Türkiye açısından 1990-2014 verileriyle ARDL Modeli yardımıyla para ve maliye politikalarının etkinliğine bakmıştır. Analizde, kamu gelirlerinin GSYH'ya oranı, interbank faiz oranı, geniş tanımlı para arzı (M2), GSYİH büyümesi ve kamu harcamalarının GSYH'ya oranı değişkenlerinden yararlanılmıştır. Analiz bulguları, maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğunu göstermiştir.

Para ve maliye politikalarının etkinliğini inceleyen çalışmalar özet şeklinde Tablo 1'de aktarılmıştır. Tablo 1'den de görüldüğü üzere çalışmaların önemli bir kısmında geniş para arzı (M2) para politikası değişkeni olarak kullanılmıştır. Fakat 1990'larla beraber enflasyon hedeflemesi yaklaşımı ile birlikte para politikalarının yürütülmesinde politika faizi temel politika aracı olarak kullanılmaktadır (Tokucu, 2010). Bu çalışmanın, ülke örnekleme, politika faizini para politikası değişkeni olarak alması ve kullanmış olduğu VAR analiziyle literatüre katkıda bulunacağı öngörülmektedir.

Ekonometrik Analiz

Veri seti ve yöntem

Çalışmanın bu kısmında, Türkiye'de para ve maliye politikalarının görece etkinliğinin ayrıştırılması adına, 2004Ç1-2020Ç3 dönemi çeyreklik verilerinden yararlanılmaktadır. Ampirik analizde kullanılan değişkenlere ait açıklayıcı bilgiler Tablo 2'de verilmektedir.

Tablo 2'de yer alan değişkenlerden DLY; reel gayri safi yurtiçi hasıladaki (GSYH) nispi değişim veya başka bir ifadeyle ekonomik

Tablo 1.
Para ve Maliye Politikalarının Etkinliğini İnceleyen Çalışmalar

Yazarlar ve Yıllar	Ülkeler ve Veri Seti	Değişkenler	Yöntem	Sonuç
Friedman ve Meiselman, (1963)	ABD, 1897-1958 (yıllık) ve 1946: II-1958: IV (çeyreklik)	Milli gelir, para arzı, mali değişkenler	Regresyon analizi	Maliye politikası, para politikasından daha az etkindir.
Ajayi (1974)	Nijerya, 1960-1970 (yıllık)	GSYİH Büyümesi, Kamu Harcamalarının Değişimi, Kamu Gelirlerinin Değişimi, Para Arzı Değişimi, Toplam harcamayı etkileyen diğer değişkenler	Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi	Maliye politikası, para politikasından daha az etkindir.
Ansari (1996)	Hindistan, 1963-1993 (yıllık)	GSYİH, Geniş Tanımlı Para Arzı, GYSİH Deflatörü, Kamu harcaması	VAR Modeli	Hindistan'da maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğu bulunmuştur.
AijSAFE ve Folorunso (2002)	Nijerya, 1970-1988 (yıllık)	GSYİH, Para Arzı (M1), Bütçe Açığı	Çok Değişkenli Eşbütünleşme Regresyonu	Para politikasının maliye politikasına göre daha etkili olduğu bulunmuştur.
Dikmen (2006)	Türkiye, 1987-2003 (yıllık)	Nominal GSMH büyüme hızı, Para arzı (M1 ve M2) büyüme hızı, Kamu harcamaları büyüme hızı	Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi	Maliye politikası, para politikasından daha az etkindir.
Düzgün (2010)	Türkiye, I 1987:I- 2007:III (çeyreklik)	GSYİH, Geniş Tanımlı Para Arzı (M2), Devletin Nihai Tüketim Harcamaları	ARDL Modeli	Türkiye ekonomisinde para politikası etkili değilken, maliye politikası negatif etkilidir.
Topçu ve ark., (2012)	Romanya, 2004:IV- 2011:II (çeyreklik)	GSYİH, Geniş Tanımlı Para Arzı (M2), Kamu harcaması	Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi ve Nedensellik	Romanya'da maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğu bulunmuştur.
Sancar (2015)	Türkiye, 1990-2014 (yıllık)	Kamu Gelirlerinin GSYH'ya Oranı, İnterbank Faiz Oranı, Geniş Tanımlı Para Arzı (M2), GYSİH Büyümesi, Kamu Harcamalarının GSYH'ya Oranı	ARDL Modeli	Türkiye'de maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğu bulunmuştur
Şen ve Kaya (2015)	Türkiye, 2001:I- 2014:II (çeyreklik)	GSYİH Büyümesi, Merkezi Hükümet Bütçe açığı, Merkezi Hükümet Borç Stoku, Reel faiz oranı, Enflasyon, reel efektif kur endeksi, Net Rezervler, Ticari açıklık oranı, Avrupa GYSİH Büyümesi	SVAR Modeli	Maliye politikası, para politikasına göre daha az etkindir.
Karaca (2017)	Türkiye, 2004: III-2017: I(çeyreklik)	GSYİH Büyümesi, Politika faizi değişimi, Reel faiz dışı bütçe harcamaları değişimi	VAR Analizi	Para politikası, maliye politikasına göre daha etkindir.
Akıncı ve Tuncer (2018)	Türkiye, 2006:I- 2016:III (çeyreklik)	GSYİH, Geniş Tanımlı Para Arzı (M2), Kamu Harcamaları	ARDL Modeli	Maliye politikası, para politikasından daha az etkindir.

Tablo 2.
Değişkenlerin Tanımlanması

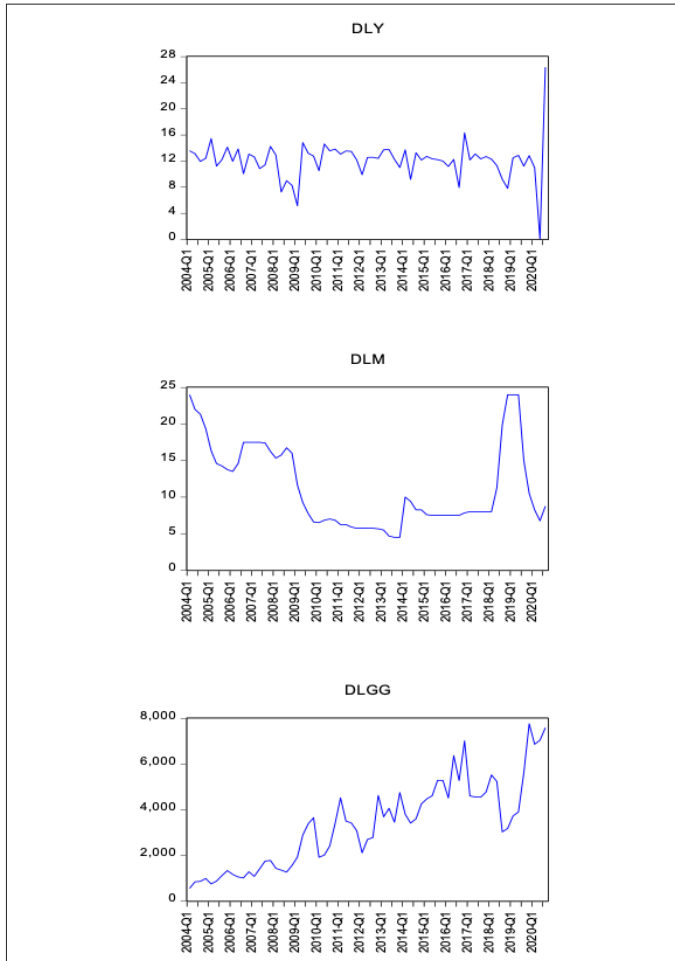
Değişkenler	Açıklama	Kaynak
DLY	Logaritmik (Reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıladaki Nispi Değişim Oranı)	TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu- http://www.tuik.gov.tr), 2004Ç1-2020Ç3
DLM	Logaritmik (Merkez Bankası Politika Faiz Oranı)	IFS Data (Uluslararası Para Fonu- https://www.imf.org), 2004Ç1-2020Ç3
DLGG	Logaritmik(Reel Faiz Dışı Bütçe Harcamalarındaki Nispi Değişim Oranı)	Hazine ve Maliye Bakanlığı (https://www.hmb.gov.tr/) -2004Ç1-2020Ç3

Not: DLY değişkeni, mevsim ve takvim etkisinden arındırılmış harcamalar yöntemiyle zincirlenmiş GSYH hacim endeksinin logaritmik birinci sıra farkı alınarak hesaplanmıştır. DLM değişkeni, Merkez Bankası politika faiz oranının logaritmik birinci sıra farkının alınmasıyla elde edilmiştir. DLGG değişkeni ise nominal serinin, Tüketici Fiyat Endeksi verisi ile reel hale getirilerek, Tramo-Seats yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmik birinci sıra farkı alınarak elde edilmiştir.

Tablo 3.
Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Değişkenler	DLY	DLM	DLGG
Ortalama	12.11126	11.32090	3334.307
Medyan	12.41289	8.250000	3410.519
Maksimum	26.37430	24.00000	7755.260
Minimum	0.026139	4.500000	558.0216
Standart Sapma	3.018565	5.687430	1884.058
Çarpıklık	0.318447	0.807533	0.414815
Basıklık	12.48703	2.449569	2.387784
Jarque-Bera	252.3930 (0.0000)	8.127697 (0.0172)	2.967802* (0.2267)

Not: (*) Parantezi içindeki değerler Jarque-Bera istatistiklerine ait olasılıkları belirtmektedir. Şekil 2'de logaritmik dönüşümleri yapılan değişkenlerin grafikleri gösterilmektedir.



Şekil 2.
Değişkenlerin Grafikleri

büyümedir. Para politikası göstergesi olan DLM, para politikası faizindeki nispi değişimdir. Maliye politikası göstergesi olan DLGG ise reel faiz dışı bütçe harcamalarındaki nispi değişim olarak modelde yer almaktadır. Türkiye 2000 Kasım ve 2001-Şubat krizlerinin ardından para ve maliye politikalarında önemli regülasyonlar yapmaya başlamıştır. Dolayısıyla çalışmada bu dönemden günümüze kadar gelen 2004Ç1-2020Ç3 dönemi çeyreklik verileri kullanılarak VAR analizi yapılmaktadır. Tablo 3'te değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler gösterilmektedir.

Şekil 2'de ele alınan değişkenlerin yapısal kırılmaya sahip olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, analiz devamında değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinden ve grafiklerinden elde edilen bilgiler ışığında yöntemler tercih edilecektir.

Ekonomide içsel ve dışsal değişkenlerin keskin biçimde ayrıştırmanın zorluğu nedeniyle eş anlı denklem sistemleri kullanılmaktadır. Ekonomik model içerisinde içsel-dışsal değişkenin doğru biçimde belirlenmesi sorunu, elde edilen ampirik sonuçları önemli biçimde etkileyebilmektedir. Dolayısıyla bu sorun eş anlı denklem sistemleri yardımıyla çözülmekte ve model üzerinde bazı kısıtlamalar yapılarak bu sorunlar ortadan kaldırılmaya çalışılmaktadır (Adrian & Darnell, 1990). VAR modeli, ekonomideki dinamik ilişkileri, modele herhangi bir kısıt getirmeden elde edebilmektedir. Bu yönüyle VAR modeli araştırmacılar tarafından sıklıkla tercih edilmektedir (Keating, 1990). VAR modellerinde yer alan bağımlı değişkenlerin gecikmelerinin de modelde yer alması, geleceğe yönelik güçlü tahminlerin yapılmasını mümkün hale getirmektedir (Kumar ve ark., 1995).

İki değişkenli VAR Modeli:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i}y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i}x_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i}y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i}x_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu gösterimde,

u_t sıfır ortalamalı, kendi gecikmeli değerleriyle olan ortak varyansları sıfır, varyansı sabit, normal dağılan rassal hata terimlerini,

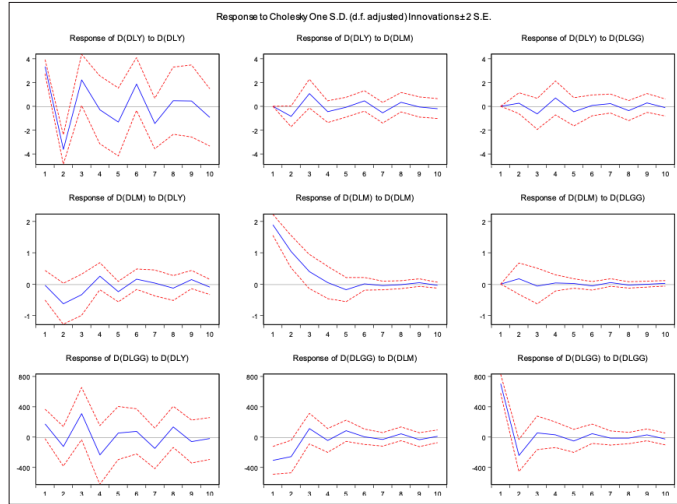
p ise gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Otokorelasyon sorunu ampirik analizlerde sapmalı sonuçlara sebep olabilmekte ve bu yönüyle çözülmesi gerek bir sorun olarak görülmektedir. VAR modelleri, modelde yer alan değişkenlerin gecikme uzunluklarını artırarak otokorelasyon sorununu çözüme gücüne sahiptir. Bu güç, değişkenlerin kendi gecikmeli değerleri ile ilişkisizdir varsayımı ile elde edilmektedir. (1) ve (2)'de yer alan eşitliğin sağında sadece içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer almaktadır. Dolayısıyla eş anlılık sorunu ortaya çıkmamaktadır. Böylece Klasik En Küçük Kareler yöntemi aracılığıyla modeldeki denklem sistemi ön görülebilmektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004).

Ekonometrik analizlerde, değişkenlerin birim kök sürece sahip olup olmadıklarının tespit edilmesinde en yaygın testler Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ve Philips-Perron (PP) birim kök testleridir (Ağır ve ark., 2020). Her iki testte de, sıfır hipotezi birim kök sürecin varlığı üzerine kurulmaktadır. Ancak, söz konusu birim kök testleri ülke ekonomilerinde yer alan yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır (Naimoğlu, 2021). Makroekonomik değişkenler ile zaman serisi analizi yapılırken ülkeye ve döneme göre değişkenlik gösterebilen çeşitli yapısal kırılmalar oluşabilmektedir. İktisat politikalarında meydana gelen değişimler, savaşlar, ekonomik krizler, hükümet değişimleri, doğal afetler gibi nedenler bu yapısal kırılmaların başlıca örnekleridir. Dolayısıyla

Tablo 4.
DLY Varyans Ayrıştırması

Dönem	DLY	DLM	DLGG
1	100.00000	0.00000	0.00000
2	96.92649	2.795776	0.277734
3	92.64459	5.863377	1.492033
4	90.65549	6.335854	3.008655
5	90.56264	5.989565	3.447790
6	90.92031	5.955794	3.123899
7	90.59307	6.334250	3.072677
8	90.09630	6.556121	3.347583
9	89.96287	6.517476	3.519653
10	90.06775	6.462468	3.469779



Şekil 3.
Genelleştirilmiş Etki ve Tepki Fonksiyonları

İktisadi analizlerde kullanılacak değişkenler için birim kök süreci incelemesi yapılırken, adı geçen sebeplerden dolayı ortaya çıkabilecek yapısal kırılmaları dikkate alan tekniklerin kullanılması ilgili analizlerin geçerliliğini ve doğruluğunu güçlendirecektir (Ceylan & Karaağaç, 2019). Bu amaçla iki yapısal kırılmaya izin veren Lee ve Strazicich (LS) (2003) yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılacaktır. Söz konusu testin hem sıfır hipotezinde hem de alternatif hipotezinde iki yapısal kırılmaya izin verilmektedir. LS birim kök testinin sıfır hipotezi iki yapısal kırılmalı birim kök süreci varlığı üzerine kurulmaktadır (Yılancı, 2009). Logaritmik dönüşümleri yapılan değişkenlerin fark durağan oldukları elde edilmektedir. Bu durum hem tek hem de iki yapısal kırılmalı (hem sabitli, hem de trendli) modelde geçerlidir. LS birim kök test sonuçları Söz konusu test bulguları Ek Tablo 1'de gösterilmektedir.

Analiz bulguları

Çalışmada kullanılan seriler durağan olup, bulgular Ek Tablo 1'de gösterilmiştir. Yapılan analizler sonucunda VAR modeli için uygun gecikme uzunluğunun 3 olduğu bulunmuş (Ek Tablo 2 ve Ek Şekil 1) ve model bu şekilde kurulmuştur.

VAR metodunun uygulanabilmesi için, modele ilgili değişkenlerin durağan hallerinin yer alması gerekmektedir. Ek Tablo 2 'de VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu üç olarak belirlenmiştir. VAR modelinin geçerliliğini sınamak için dört adet tanı testlerinin yapılması gerekmektedir (Akpolat & Altıntaş, 2013). Ek Şekil 1'de VAR(3) modelinin istikrarlı olduğu, diğer bir deyişle otoregresif karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içerisinde dağıldığı gösterilmektedir. Diğer yandan, kurulan VAR modelinde otokore-

lasyon sorunu, değişen varyans probleminin bulunmaması gerekmektedir. Bu durumların ilgili modelde bulunmadığı Ek Tablo 3'te gösterilmektedir. Adı geçen tablolarda, modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Jargue-Bera istatistiği 5.981 elde edilmiş ve olasılık değeri 0.247 olarak hesaplanmıştır. Böylece hata terimleri normal dağılıma sahiptir sıfır hipotezi %5 anlamlılık seviyesinde kabul edilmektedir.

Diğer yandan Dolayısıyla uygun VAR modelinin, VAR(3) olduğu belirlenmiştir. Tablo 4'te DLY değişkeninin varyans ayrıştırması bulguları verilmektedir.

Tablo 4 bulguları dikkate alındığında, birinci periyotta reel gayri safi milli hasıla değişimi (ekonomik büyüme) (DLY) değişkeninin tamamının kendisi tarafından açıklandığı görülmektedir. Bu sonuç, DLY değişkeninin modeldeki en içsel değişken olduğunu ortaya koymaktadır. Para politikasını temsil eden DLM değişkeni, DLY değişkeninin varyansını 10 dönem sonunda yaklaşık %6,46'sını açıklamaktadır. Diğer yandan maliye politikasının temsil eden DLGG değişkeni ise DLY değişkeninin varyansını 10 dönem sonunda yaklaşık %3,47'sini açıkladığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla bu sonuçlar, 10 dönem sonunda, DLM'nin DLGG'ye göre DLY'yi daha yüksek oranda açıkladığını ortaya koymaktadır. Başka bir deyişle, Türkiye'de para politikası, maliye politikasına göre daha etkin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak para politikasının maliye politikasına göre daha etkin olduğu ifade edilebilmesine rağmen, ilgili değişkenlerin reel GSYH'yi açıklama gücü düşük görülmektedir. Dolayısıyla, bu durum Türkiye'de reel GSYH'nin sadece para ve maliye politikalarıyla açıklanamayacağını ortaya koymaktadır.

Şekil 3'te reel GSYH'daki nispi değişim oranı ya da ekonomik büyüme değişkeninin etki-tepki fonksiyonları gösterilmektedir. Şekil 3'te yer alan kırmızı renkli alt ve üstteki kesikli çizgiler, bir standart hatalık güven aralığını ifade etmektedir. Orta kısımda yer alan mavi çizgiler ise etki-tepki fonksiyonudur. Mavi çizgilerin sıfır çizgilerini en az bir defa kesmesi, etki-tepki fonksiyonlarının istatistiksel olarak anlamlı olduklarını garanti etmektedir. Ayrıca, mavi çizgi ile gösterilen etki-tepki fonksiyonlarının sıfır çizgisini en az bir defa kesmesi, söz konusu değişkenler ile kurulan VAR sisteminin durağan olduğunu ortaya koymaktadır.

Şekil 3'te orta kısımda bulunan mavi eğri etki-tepki fonksiyonudur ve en az bir defa sıfır çizgisini kesmesi fonksiyonun istatistiksel olarak anlamlılığını göstermektedir. Üst ve alt kısımda bulunan kırmızı eğriler ise güven sınırını göstermektedir. Şekil 3 incelendiğinde merkez bankası politika faiz oranında (DLM) meydana gelen bir standart sapmalı şoka ekonomik büyüme (DLY), ilk iki periyotta negatif yönde tepki göstermekte ve bu tepki sonrasında pozitif dönmektedir. Söz konusu durum yaklaşık 4 periyot devam ettikten sonra DLM'de meydana gelen şok karşısında, DLY'nin tepkisi zamanla sönümlenmektedir. Reel faiz dışı bütçe harcamalarındaki nispi değişim oranında (DLGG) meydana gelen bir standart sapmalı şoka ekonomik büyüme (DLY), ilk iki periyotta pozitif tepki vermektedir. Sonraki iki periyotta bu durum pozitif dönmekte ve zamanla DLGG'de meydana gelen şok karşısında, DLY'nin tepkisi zamanla sönümlenmektedir.

Sonuç ve Öneriler

Ülke ekonomilerinde zaman zaman konjonktürel ya da yapısal dalgalanmalar meydana gelebilmektedir. Söz konusu dalgalanmalar, reel sektörü doğrudan etkileyip millî gelir düşüşü, işsizliğin artışı biçiminde gerçekleşebilmektedir. Diğer yandan finansal sektörde meydana gelen dalgalanmalar yoluyla güvensizlik ve panik ortamını destekleyerek finansal piyasalarda depresyona ya

da çöküşlere sebep olabilmektedir. Küreselleşme süreci ile ülke ekonomilerinin entegrasyonu ile bir ülkede meydana gelen krizin diğer ülkeleri de etkilediği görülmektedir. İktisat politikası yapıcılarının söz konusu sorunları çözmek ya da etkisini minimize etmek için çeşitli politikalar üretmektedir. Bu politikalar para ve maliye politikaları başlığında toplanabilmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisine ait 2004:Ç1-2020:Ç3 dönemi çeyreklik verileri kullanılarak para ve maliye politikalarının göreceli etkinliği araştırılmıştır. Ampirik yöntem olarak VAR analizinin kullanıldığı çalışmada, modelde yer alan değişkenlerin birim kök sürecine sahip olup olmadıkları literatürde sıklıkla kullanılan ADF ve PP birim kök testleri ile sınanmıştır. Bulgular, modelde yer alan tüm değişkenlerin birim kök süreç içerdiğini göstermektedir. Eki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması bulguları ise para politikasının, maliye politikasına göre daha etkin olduğu elde edilmiştir. Bu sonuç Şen ve Kaya (2015), Karaca (2017), Akıncı ve Tuncer (2018) çalışmalarıyla uyumlu görülmektedir. Böylece Türkiye'de 2004:Ç1-2020:Ç3 döneminde para politikasının etkinliğini savunan Monetarist görüşün geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer bir deyişle, yatırımların faiz esnekliğinin yüksek olduğu görüşü geçerlilik kazanmaktadır. Böylece, faiz oranlarında meydana gelen bir düşüşün, yatırımları artıracaklığı bilgisine ulaşılmaktadır. Her ne kadar, söz konusu dönemde Türkiye'de para politikası, maliye politikasına göre daha etki olsa da, güçlü bir etkinliğe sahip olmadığı elde edilmiştir. Bu durum ise Monetaristlerin para politikasının gecikmeli etkinliği ile açıklanabilmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir – S.Ö., B.U.; Tasarım – S.Ö., B.U.; Denetleme – S.Ö., B.U.; Kaynaklar – S.Ö., B.U.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi – S.Ö., B.U.; Analiz ve/veya Yorum – S.Ö., B.U.; Literatür Taraması – S.Ö., B.U.; Yazıyı Yazan – S.Ö., B.U.; Eleştirel İnceleme – S.Ö., B.U.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadıklarını beyan etmişlerdir.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept – S.Ö., B.U.; Design – S.Ö., B.U.; Supervision – S.Ö., B.U.; Resources – S.Ö., B.U.; Data Collection and/or Processing – S.Ö., B.U.; Analysis and/or Interpretation – S.Ö., B.U.; Literature Search – S.Ö., B.U.; Writing Manuscript – S.Ö., B.U.; Critical Review – S.Ö., B.U.

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

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

- Adrian, C., & Darnell, A. (1990). Dictionary of Econometrics, England: Edward Elgar Publications.
- Ağır, H., Özbek, S., & Türkmen, S. (2020). Türkiye'de Yenilenebilir Enerji Kaynaklarının Belirleyicileri: Ampirik Bir Tahmin. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 6(4), 39-48.
- Ajayi, S. (1974). An Econometric Case Study of the Relative Importance of Monetary and Fiscal Policy in Nigeria, *The Bangladesh Economic Review*, 2(2), 559-576.

- Ajisafe, R. A., & Folorunso, B. A. (2002). The Relative Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy in Macroeconomic Management in Nigeria. *The African Economic and Business Review*, 3(1), 23-40.
- Akıncı, A., & Tuncer, G. (2018). Effectiveness of Fiscal Policy and Monetary Policy in Turkey. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 57, 120-128.
- Akpolat, A. G., & Altıntaş, N. (2013). Enerji Tüketimi ile Reel Gsyih Arasındaki Eşbütünlük ve Nedensellik İlişkisi: 1961-2010 Dönemi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(2), 115-127.
- Ansarı, M. I. (1996). Monetary vs. fiscal policy: Some Evidence from Vector Autoregression for India. *Journal of Asian Economics*, 7(4), 677-698.
- Ceylan, R., & Karaağaç, G. E. (2019). Türkiye'de Sürekli Gelir Hipotezinin Test Edilmesi: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testlerinden Kanıtlar. *Ufuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 219-237.
- Çevik, N. K. (2012). Para ve Maliye Politikaları Arasındaki Etkileşimin Zaman Serileri ile Analizi: Türkiye Örneği, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi, SBE, İzmir.
- Dikmen, N. (2006). Nominal GSUH ve Politika Tercihi: St. Louis Model Uygulaması, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(2), 87-105.
- Düzgün, R. (2010). Türkiye Ekonomisi'nde Para ve Maliye Politikalarının Etkinliği. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(11), 230-237.
- Friedman, M., & Meiselman, D. (1963). The Relative Stability of Monetary Velocity and Investment Multiplier in the United States, 1887 to 1957 in Stabilization Policies, Englewood: PrenticeHall.
- Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the 'Classics': A suggested interpretation. *Econometrica*, 5(2), 147-159.
- Karaca, O. (2017). Türkiye'de Para ve Maliye Politikalarının Göreceli Etkinliği: VAR Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 13(13), 227-240.
- Keating, J.W. (1990). Identifying VAR Models under Rational Expectations. *Journal of Monetary Economics*, 25, 453-476.
- Keynes, J. M. (1936). The General Theory Of Employment, Interest and Money, London: Macmillan.
- Kumar, V., Leone, R. P., & Gaskins, J. N. (1995). Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures. *International Journal of Forecasting*, 11(3), 361-377.
- Lee, J., & Strazlicich, M. C. (2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Naimoğlu, M. (2021). Fourier Yaklaşımıyla Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Enerji Kayıplarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Almanya Örneği. *Journal of Economics and Research*, 2(1), 59-68.
- Özgen, F. B., & Güloğlu, B. (2004). Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi. *METU Studies in Development*, 31, 93-114.
- Paya, M. (2013). Makro İktisat, 4. Baskı, Türkmen Kitabevi, İstanbul.
- Sancar, C. (2015). Para ve Maliye Politikalarının Nispi Etkinliği: Türkiye İçin Bir Uygulama. *Journal of International Social Research*, 8(39), 933-944.
- Şen, H., & Kaya, A. (2015). The Relative Effectiveness Of Monetary and Fiscal Policies On Growth: What Does Long-Run SVAR Model Tell Us? MPRA Paper 65903, University Library of Munich, Germany.
- Tokucu, E. (2010). Kriz ve Para Politikaları: Para Politikalarının Başarısızlığı Üzerine. *Ekonomik Yaklaşım*, 21(76), 31-54.
- Topcu, M., Kuloğlu, A., & Lobont, O. A. (2012). Relative Efficiency of Monetary and Fiscal Policies: The Case of Romania, Annals-Economy Series, Constant in Brancusi University. *Faculty of Economics*, 1, 47-51.
- Tüyen, Z. (2014). Türkiye'de Para Politikalarının Geleceği. *Gümrük ve Ticaret Dergisi*, 4, 19-31.
- Ünsal, E. (2013). Makro İktisat, 10. Baskı, İmaj Yayınevi, Ankara.
- Yılcı, V. (2009). Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335.

Ek Tablo 1.
LS Birim Kök Test Bulguları

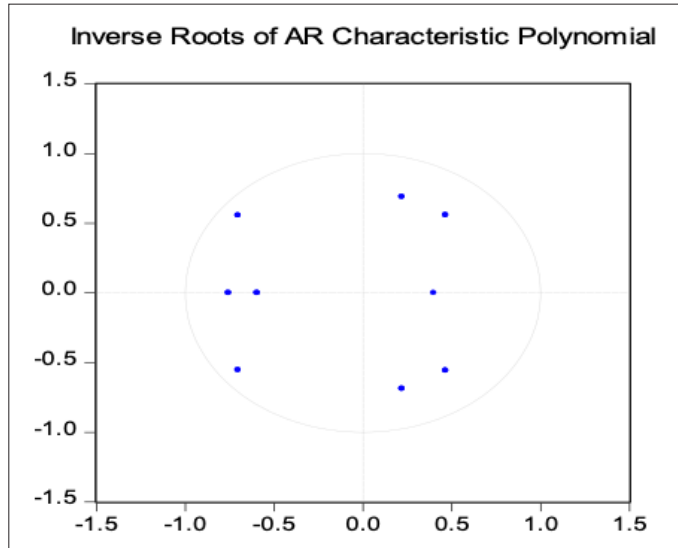
SEVİYE	Model A			Model AA			
Değişkenler	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Kırılma Tarihi2
DLY	-0.2857	5	2009	-7.7764	0	2014	2016
DLM	-2.1947	1	2008	-2.4622	1	2012	2014
DLGG	-3.1680	0	2016	-3.5892**	0	2013	2016
SEVİYE	Model C			Model CC			
Değişkenler	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Kırılma Tarihi2
DLY	-9.8332	0	2019	-9.7585	0	2010	2019
DLM	-4.5127*	1	2013	-6.0230*	8	2013	2017
DLGG	-5.1281***	2	2009	-6.6010**	2	2008	2017
FARK	Model A			Model AA			
Değişkenler	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Kırılma Tarihi2
DLY	-5.7870***	2	2008	-6.2354***	6	2007	2018
DLM	-4.7777***	3	2012	-4.8814***	3	2012	2014
DLGG	-9.3904***	0	2010	-9.6902***	0	2010	2018
FARK	Model C			Model CC			
Değişkenler	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi1	Kırılma Tarihi2
DLY	-9.3354***	0	2018	-9.9040***	0	2012	2019
DLM	-6.9888***	3	2018	-8.2416***	3	2017	2018
DLGG	-9.3131***	0	2009	-9.9916***	0	2017	2019

Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır. %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler Model A, Model AA, Model C ve Model CC'de sırasıyla -4.0840, -3.4870, -3.1850; -4.0730 -3.5630 -3.2960; -4.9133 -4.3500 -4.0723; -6.9320 -6.1750 -5.8250'dir. Maksimum gecikme uzunluğu n gözlem sayısı olmak üzere Schvert (1989) tarafından önerilen $12 * [(n/100)^{(1/4)}]$ formülü ile hesaplanmış ve 8 olarak alınmıştır. ****%1, ***%5, **%10 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Model A ve Model AA, sırasıyla düzeyde tek ve iki yapısal kırılmanın yer aldığı model; Model C ve Model CC ise sırasıyla trendde tek ve iki yapısal kırılmanın yer aldığı modeldir.

Ek Tablo 2.
VAR Modelinin Gecikme Sayısının Tespiti

Gecikme Sayısı	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	87.98361	NA	1.29e-05	-2.741407	-2.638481	-2.700995
1	119.2211	58.44434	6.32e-06*	-3.458745*	-3.047042*	-3.297100*
2	124.9329	10.13392	7.04e-06	-3.352676	-2.632195	-3.069797
3	136.9323	20.12788*	6.43e-06	-3.449428	-2.420169	-3.045315
4	143.4861	10.35934	7.03e-06	-3.370520	-2.032484	-2.845174

Ek Tablo 2'de LR bilgi kriteri tarafından uygun gecikme uzunluğunun üç olarak belirlendiği elde edilmiştir. Diğer bir deyişle, otokorelasyon içermeyen uygun VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu üçtür. Yani uygun VAR modeli VAR(3)'dür.



Ek Şekil 1.

AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri
Ek Şekil 1'de birim çember, AR karakteristik polinomunun ters köklerinin tamamını kapsamaktadır. Uygun gecikme uzunluğunun 3 elde edilmesiyle 9 adet kök'ün tamamı birim çember içerisinde. Dolayısıyla VAR(3) modeli istikrarlıdır.

Ek Tablo 3.
Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testi Sonuçları

Lagrange Çarpımı (LM) Otokorelasyon Testi		
LM-Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Olasılık Değeri
25.70779	3	0.5393
White Değişen Varyans Testi		
Ki-Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık Değeri
112.1620	108	0.3726

Ek Tablo 3'te kurulan var modelinin, otokorelasyon sorununun olmadığı ve sabit varyansa sahip olduğu elde edilmiştir.