

TÜRKİYE’DE PARA VE MALİYE POLİTİKALARININ GÖRELİ ETKİNLİĞİ: VAR ANALİZİ

Dr. Orhan KARACA

Doğan Burda Dergi Yayıncılık ve Pazarlama A.Ş., Ekonomist Dergisi, (okaraca@ekonomist.com.tr)

ÖZET

Para ve maliye politikalarının görelî etkinliđi iktisat literatüründeki eski ve önemli bir tartışma konusudur. 2008-2009 küresel resesyondan sonra bu politikaların birçok ülkede yoğun olarak kullanılması, bu konunun yeniden ilgi görmesine neden olmuştur. Aynı durum Türkiye için de geçerlidir. Bu çalışmada Türkiye’deki para ve maliye politikalarının görelî etkinliđi, üç aylık veriler kullanılarak, 2004: III-2017: I dönemi için araştırılmıştır. Çalışmada VAR modeline dayalı üç teknik olan Granger nedensellik analizi, etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda Türkiye’de para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu bulunmuştur.

Anahtar kelimeler: Para Politikası, Maliye Politikası, VAR Analizi.

THE RELATIVE EFFECTIVENESS OF MONETARY AND FISCAL POLICIES IN TURKEY: VAR ANALYSIS

ABSTRACT

The relative effectiveness of monetary and fiscal policies is an old and important debate in the economics literature. The intense use of these policies following the 2008-2009 global recession has led to a renewed interest on this issue. The same situation is valid for Turkey, too. In this study, the relative effectiveness of monetary and fiscal policies in Turkey is examined using quarterly data for the period 2004: III-2017: I. Granger causality analysis, impulse response functions and variance decomposition which are the three techniques based on VAR model were used in the study. As a result of the study, it is found that monetary policy is more effective than fiscal policy in Turkey.

Keywords: Monetary Policy, Fiscal Policy, VAR Analysis.

1. Giriş

Para politikası ile maliye politikası, ekonomi politikasının iki ana dalıdır. Ekonomi politikası, devletin birtakım araçları kullanarak belli ekonomik amaçlara ulaşma çabasıdır. Ekonomi politikalarıyla ulaşılmaya çalışılan belli başlı amaçlar; yüksek istihdam, fiyat istikrarı ve hızlı ekonomik büyüme olarak sıralanabilir. Bu amaçlara ulaşmak için kullanılan politikalar, kullandıkları araçlar dikkate alınarak, genelde para ve maliye politikaları olarak iki gruba ayrılmaktadır. Para politikası, paranın miktarını, maliyetini ve firmalar ile hanehalklarının beklentilerini etkileyerek temel ekonomik amaçlara ulaşmaya yönelik olarak oluşturulan stratejiler bütünüdür (Önder, 2005: 4). Maliye politikası da temel ekonomik amaçlara ulaşmak için kamu harcamaları ve gelirlerinin büyüklük ve bileşiminde yapılması gereken düzenlemeler şeklinde tanımlanabilir (Ataç, 2009: 36).

Ekonomi politikası amaçlarına ulaşmak açısından para politikasının mı yoksa maliye politikasının mı daha etkin olduğu iktisat literatüründeki önemli tartışma konularından biridir. Bu konu özellikle 1960'lı ve 1970'li yıllarda Keynesci ve Monetarist (Parasalıcı) iktisatçılar tarafından yoğun olarak tartışılmıştır (Kretzmer, 1992: 21). Bu tartışmada Keynesçiler maliye politikasının daha etkin olduğunu iddia ederken, Monetaristler ise para politikasının daha etkin olduğunu savunmuştur. Hatta uç noktada para politikasının tamamen etkisiz olduğunu öne süren Keynesci iktisatçılar ile maliye politikasının tamamen etkisiz olduğunu iddia eden Monetarist iktisatçılar da ortaya çıkmıştır. Bu konuda özellikle 1960'larda ve 1970'lerde çok sayıda ampirik çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaların bulguları doğrultusunda günümüzde para ve maliye politikalarının etkinliğine ilişkin uç görüşlere inanan çok fazla iktisatçı kalmasa da, bu iki politikanın görece etkinliğine ilişkin tartışmalar hala sürmektedir. Ayrıca 2008-2009 küresel resesyondan sonra birçok ülkenin eski büyüme performansına geri dönememiş olması, son yıllarda para ve maliye politikaları üzerindeki ilgiyi tekrar canlandırmış gibi de görünmektedir.

Benzer nedenden dolayı para ve maliye politikaları son dönemde Türkiye'de de gündemden pek düşmemektedir. Diğer pek çok ülke gibi Türkiye de 2008-2009 küresel resesyondan sonra eski büyüme performansına geri dönememiştir. Bu da ekonomiyi desteklemek için son yıllarda hem para politikasının hem de maliye politikasının yoğun olarak kullanılmasına yol açmıştır. Bu noktada Türkiye'de para ve maliye politikalarının ne ölçüde etkin olduğu sorusu akla gelmektedir. Bu çalışmada işte bu sorudan hareketle Türkiye'de para ve maliye politikalarının etkin olup olmadığı araştırılmaktadır.

Çalışmanın kalan kısmı şöyle organize edilmiştir. İkinci Bölüm'de ilgili literatürün özeti verilmiştir. Üçüncü Bölüm'de çalışmada kullanılan yöntem ve veri seti tanıtılmaktadır. Dördüncü Bölüm, yapılan ampirik analizleri içermektedir. Beşinci Bölüm'de ise çalışmada ulaşılan sonuçlar özetlenmekte ve değerlendirilmektedir.

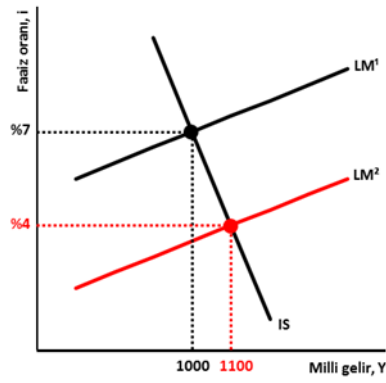
2. Literatür Özeti

Devletin ekonomiye para ve maliye politikalarıyla müdahalesi, iktisat literatürünün gündemine Keynes'in (1936) ünlü çalışmasıyla girmiştir. Keynes öncesi dönemde hakim olan Klasik iktisat teorisi ekonomide dengeden sapmaların geçici olduğuna ve bir kendini düzeltme mekanizmasının bulunduğu inaniyor, bu yüzden de devlet müdahalesine karşı çıkıyordu. Keynes ise 1930'lardaki Büyük Bunalım'ın getirdiği tecrübeler sonrasında bu kendini düzeltme mekanizmasının çok yavaş işlediğini öne sürmüş ve devletin müdahalesinin gerekli olduğunu savunmuştur. Keynes'in önerisi, toplam arzda bir sorunun bulunmadığı kısa dönemde, devletin toplam talebi arttıracak politikalar izleyerek ekonominin dengeye gelmesine yardımcı olmasıdır. Keynes'in görüşlerinin taraftar bulmasıyla ortaya çıkan Keynesci iktisat teorisi 1970'lere kadar hakimiyetini sürdürmüştür. Fakat Keynesci iktisat, 1950'lerden itibaren, Klasik görüşü yeniden canlandırmaya çalışan Monetarist iktisatçıların yoğun eleştirileriyle karşılaşmıştır. Keynesci ve Monetarist iktisatçıları arasında 1950'lerden 1970'lere kadar süren yoğun tartışmaların önemli bir boyutunu para ve maliye politikalarının etkinliği konusu oluşturmuştur. Keynesci iktisatçılar maliye politikasının daha etkin olduğunu ileri sürerken, Monetarist iktisatçılar ise, devletin ekonomiye müdahalesine karşı çıkmakla birlikte, para politikasının daha etkin olduğunu savunmuştur.

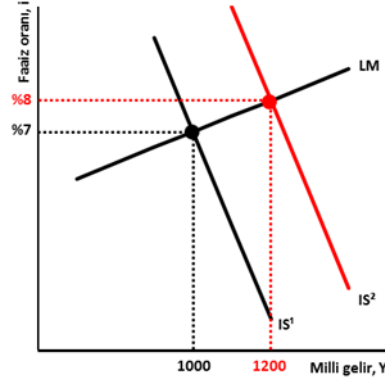
Keynesci ve Monetarist iktisatçıların para ve maliye politikalarının etkinliği konusundaki bu farklı görüşleri, para talebinin ve yatırımların faiz esnekliğine ilişkin varsayımlarının farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Keynesci iktisatçılar para talebinin faiz esnekliğinin yüksek ve yatırımların faiz esnekliğinin düşük olduğunu savunurken, Monetarist iktisatçılar tam tersi görüştedir. Para talebinin faiz esnekliğinin yüksek ve yatırımların faiz esnekliğinin düşük olması, para arzındaki bir artışın faizlerde büyük bir düşüşe yol açması ama faizdeki bu düşüşün yatırımları sınırlı ölçüde uyarması demektir. Bu durumda maliye politikasıyla, kamu harcamalarını artırarak ve/veya vergileri azaltarak, toplam talepte para politikasına göre daha fazla bir yükseliş sağlanabilir. Para talebinin faiz esnekliğinin düşük ve yatırımların faiz esnekliğinin yüksek olması ise, para arzındaki bir artışın faizlerde sınırlı bir düşüş yaratması ama faizdeki bu düşüşün yatırımları daha fazla uyarması anlamına gelmektedir. Bu durumda para politikası etkin bir şekilde kullanılabilir. Böyle bir durumda maliye politikası ise, faizlerde yarattığı yükseliş nedeniyle, özel sektör yatırımlarını azaltarak dışlama (crowding-out) etkisine yol açacağı için etkin olmayacaktır.

Keynesci ve Monetarist iktisatçıların para ve maliye politikalarının etkinliği konusundaki görüşleri, Hicks (1937) tarafından geliştirilen IS-LM modeliyle gösterilebilir. IS-LM modeli, mal ve para piyasalarındaki karşılıklı etkileşimi ve eşanlı dengeyi ortaya koyan bir modeldir. Yatay eksen milli gelirin ve dikey eksen faizin yer aldığı bir düzlemde IS eğrisi mal piyasasını dengeye getiren yatırım-tasarruf eşitliklerini ifade eder ve aşağı doğru eğimlidir. IS eğrisinin negatif eğimli olmasının nedeni, düşük faiz oranlarının yatırımları artırarak toplam talebi yükseltmesidir. Yüksek faiz oranlarında ise tersi olur. Böylece IS eğrisi üzerinde düşük faizler yüksek gelir düzeyine, yüksek faizler de düşük gelir düzeyine karşılık gelmektedir. Aynı düzlemde LM eğrisi ise para piyasasını dengeye getiren para arzı ve para talebi eşitliklerini ifade ederken eğimi yukarı yönlüdür. LM eğrisinin pozitif eğimli olmasının nedeni, Keynesci iktisatın likidite tercihi teorisiyle para talebini işlem, ihtiyat ve spekülasyon güdüsüyle para talebi şeklinde üçe ayırması ve ilk ikisini milli gelirin fonksiyonu olarak görürken üçüncüsünü faizin fonksiyonu olarak kabul etmesidir. Bu durumda milli gelir düzeyi yükselirken işlem ve ihtiyat güdüsüyle para talebi artacak, ekonomide para stoku veriyken, bu talep ise spekülasyon güdüsüyle elde tutulan para azaltılarak karşılanacaktır. Bunun sonucu da faizlerin yükselmesi olacaktır. Böylece LM eğrisi üzerinde düşük faizler düşük milli gelir düzeyine, yüksek faizler de yüksek milli gelir düzeyine karşılık gelmektedir. Ekonomide denge toplam talep düzeyi ise IS ve LM eğrilerinin kesiştiği yerde oluşmaktadır.

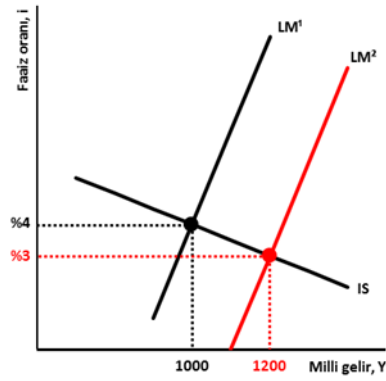
Şekil 1. Keynesci ve Monetarist Görüşte Para ve Maliye Politikalarının Etkisinin IS-LM Modeliyle Gösterimi



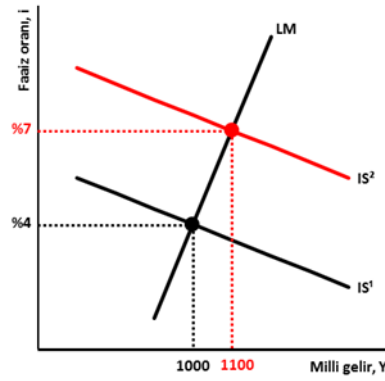
a) Keynesci Görüşte Para Politikasının Etkisi



(b) Keynesci Görüşte Maliye Politikasının Etkisi



(c) Monetarist Görüşte Para Politikasının Etkisi



(d) Monetarist Görüşte Maliye Politikasının Etkisi

Şekil 1'in a panelinde Keynesci görüşe uygun olarak çizilen IS (yatırımların faiz esnekliği düşük olduğu için nisbeten dik) ve LM (para talebinin faiz esnekliği yüksek olduğu için nisbeten yatık) eğrileriyle para politikasının etkisi gösterilmektedir. Burada para arzındaki bir artış LM eğrisini sağa kaydırırken, faizlerdeki yüksek bir düşüşe karşılık gelirden sınırlı bir artış olmaktadır. IS ve LM eğrilerinin yine Keynesci görüşe göre çizildiği b panelinde ise genişletici maliye politikasıyla IS eğrisi sağa kaydırdığında faizdeki sınırlı bir artışa karşılık

gelirde daha fazla yükseliş olduğu görülmektedir. Şekil 1'in c panelinde Monetarist görüşe uygun olarak çizilen IS (yatırımların faiz esnekliği yüksek olduğu için nisbeten yatık) ve LM (para talebinin faiz esnekliği düşük olduğu için nisbeten dik) eğrileriyle para politikasının etkisi gösterilmektedir. Burada LM eğrisini sağa kaydıran genişletici bir para politikası faizlerde sınırlı bir düşüşle gelirde daha fazla artış yaratmaktadır. Şekil 1'in d panelinde ise yine Monetarist görüşe uygun olarak çizilen IS ve LM eğrileriyle genişletici bir maliye politikasının etkisi gösterilmektedir. Burada genişletici maliye politikası faizlerde aşırı bir yükselişe yol açarken gelirde sınırlı bir artış yaratmaktadır. Yukarıda da belirtildiği gibi, bunun nedeni, genişletici maliye politikasının yol açtığı dışlama etkisidir.

Para ve maliye politikalarının etkinliğine ilişkin bu iki teorik görüşten hangisinin geçerli olduğunu ampirik olarak ortaya koymaya yönelik ilk girişim Monetarist iktisatçılardan gelmiştir. Friedman & Meiselman (1963), ABD'nin 1897-1958 dönemi yıllık ve 1946: II-1958: IV dönemi üç aylık verilerini kullanarak, çeşitli alt dönemler için regresyon analizleri yapmıştır. Bu analizler sonucunda para arzı ile tüketim arasındaki korelasyonun mali değişkenler ile tüketim arasındaki korelasyondan daha güçlü olduğunu bulmuşlar, bunu da para politikasının daha etkin olduğunu kanıtı olarak sunmuşlardır.

Friedman & Meiselman'ın (1963) bu bulguları konuyla ilgili ampirik çalışmaları tetiklemiş ve Keynesci iktisatçıların cevabı gecikmemiştir. Hester (1964), Ando & Modigliani (1965) ile DePrano & Meyer (1965), Friedman & Meiselman'ın (1963) analizlerindeki bazı metodolojik sorunlara dikkat çekerek maliye politikasıyla ilgili sonuçlarının geçerli olmadığını iddia etmişlerdir. Bu metodolojik sorunların başlıcaları, Friedman & Meiselman'ın (1963) maliye politikası değişkeni olarak kullandıkları otonom harcamaları aşırı basitleştirme nedeniyle yanlış tanımlamaları, 2. Dünya Savaşı'nın etkilerini gözardı etmeleri ve eş zamanlı ilişkiye odaklanarak politika değişikliklerinin gecikmeli etkilerini dikkate almamalarıdır. Nitekim Hester (1964), Ando & Modigliani (1965) ile DePrano & Meyer (1965), Friedman & Meiselman'ın (1963) maliye politikası değişkeni olarak kullandığı otonom harcamaları alternatif şekillerde tanımlayarak ve de 2. Dünya Savaşı yıllarını analizden dışlayarak, ABD'de maliye politikasının da en az para politikası kadar etkin olduğuna ilişkin bulgular ortaya koymuşlardır.

Andersen & Jordan (1968), bu eleştirileri dikkate alarak, ABD'de para ve maliye politikalarının etkinliğini, 2. Dünya Savaşı sonrasında denk gelen 1952: I-1968: II dönemine ilişkin üç aylık verilerle, maliye politikasına ilişkin yeni değişkenlerle ve gecikmeli bir modelle araştırmışlardır. Bu metodoloji değişikliğine karşın, Andersen & Jordan (1968), Friedman & Meiselman'ı (1963) destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Bu çalışmada nominal gayri safi milli hasıladaki (GSMH) değişim para arzı ve mali değişkenlerdeki değişimin cari ve gecikmeli değerleriyle regresyona sokulduğunda, para arzı değişiminin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı, mali değişkenlerin katsayıları ise istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu da para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu şeklinde yorumlanmıştır.

Geliştirildiği kuruma (ABD'nin merkez bankası olan FED'in St. Louis şubesinin araştırma bölümü) istinaden literatürde "St. Louis modeli" veya "St. Louis denklemi" olarak bilinen Andersen & Jordan'ın (1968) çalışması da Friedman & Meiselman'ın (1963) çalışması gibi büyük yankı yapmış ve de aynen onun gibi metodolojik eleştirilere uğramıştır. Batten & Thornton (1986), bu eleştirileri üç başlık altında toplamaktadır. Birinci eleştiri, önemli dışsal değişkenlere yer verilmemesi nedeniyle çalışmada bir model kurma hatası olduğu yönündedir. İkinci eleştiri, bağımsız değişken olarak kullanılan para ve maliye politikası değişkenlerinin bağımlı değişken olan nominal GSMH'deki değişimi sadece etkilemeyip aynı zamanda ondan etkilendiği (iki yönlü nedensellik) gereğiyle modelde eşanlı denklem sapması olduğunu öne sürmektedir. Üçüncü eleştiri, modelde para ve maliye politikası için uygun değişkenlerin kullanılmadığı şeklindedir. Bunlara ek olarak, Andersen & Jordan'ın (1968) bulgularının ele aldıkları örnekleme özgü olduğu veya, kullandıkları gecikmesi dağıtılmış tahmin tekniği de dahil olmak üzere, ekonometrik modeldeki değişikliklere karşı sağlam olmadığı da iddia edilmiştir (Batten & Thornton, 1986: 9). Nitekim De Leeuw & Kalchbrenner (1969), eşanlı denklem sapması olasılığını azaltmak için para ve maliye politikası değişkenlerini yeniden tanımlayıp Andersen & Jordan'ın (1968) analizlerini tekrarladıklarında maliye politikası değişkenlerinin katsayılarının da istatistiksel olarak anlamlı çıktığını bulmuşlardır. Silber (1971), St. Louis modelini 1953: I-1969: I dönemi verilerine modeldeki gecikme sayısını arttırarak ve bu dönemi Cumhuriyetçi Parti idaresi (1953: I-1960: IV) ve Demokrat Parti idaresi (1961: I-1969: I) şeklinde ikiye ayırarak uyguladığında, ikinci dönemde maliye politikasının da etkin olduğu bulgusunu elde etmiştir. Benjamin Friedman (1977), St. Louis modelinin bir başka uyarlaması olan Andersen & Carlson (1970) çalışmasındaki 1953: I-1969: IV şeklindeki örnekleme dönemini uzatarak 1953: I-1976: II dönemi için aynı analizi tekrarladığında, maliye politikası değişkeninin katsayısının da istatistiksel olarak anlamlı çıktığı sonucuna ulaşmıştır.

Keynesci ve Monetarist iktisatçıları arasındaki para ve maliye politikalarının etkinliğine ilişkin bu tartışmanın şiddeti 1970'lerin ortalarından itibaren azalmaya başlamıştır (Kretzmer, 1992: 22). Ancak bu konudaki çalışmalar sona ermemiştir. Bu çalışmalar bir taraftan ABD'den gelişmiş ve gelişmekte olan diğer ülkelere doğru

kayarken, bir taraftan da yeni ekonometrik yöntemlerle yapılmaya başlamıştır. Batten & Hafer (1983), Darrat (1984), Chowdhury (1988), Kretzmer (1992), Owoye & Onafowora (1994) ve Rahman (2005) bu çalışmalara örnek olarak gösterilebilir. Batten & Hafer (1983), St. Louis modelinin biraz değiştirilmiş bir versiyonunu 6 gelişmiş ülkeye (Kanada, Fransa, Almanya, Japonya, Birleşik Krallık, ABD) uygulamış, para politikasının bu ülkelerin hepsinde etkin olduğu sonucuna ulaşırken, maliye politikasının ise sadece Fransa'da ve istikrarsız bir şekilde de Birleşik Krallık'ta etkin olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Darrat (1984), St. Louis modelinin biraz değiştirilmiş bir versiyonunu 5 Güney Amerika ülkesine (Brezilya, Şili, Meksika, Peru, Venezuela) uygulamış, bu ülkelerin tamamında maliye politikasının büyümeyi etkilediği sonucuna ulaşırken, para politikasının sadece Brezilya ve Peru'da büyüme üzerinde etkili olduğunu bulmuştur. Chowdhury (1988), St. Louis modelinin biraz değiştirilmiş bir versiyonunu 6 Avrupa ülkesine (Avusturya, Belçika, Danimarka, Hollanda, Norveç, İsveç) uygulamış, Danimarka, Norveç ve İsveç'te para politikasının ve Belçika ile Hollanda'da maliye politikasının ekonomik aktivite üzerinde etkili olduğu sonucuna varırken, Avusturya konusunda bir karara varamamıştır. Kretzmer (1992), ABD'de para ve maliye politikalarının etkinliğini 1950: II-1991: IV dönemi için vektör otoregresyon (vector autoregression: VAR) yöntemiyle araştırmış, zaman içinde gücü azalmakla birlikte hala para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu bulgusunu elde etmiştir. Owoye & Onafowora (1994), 10 Afrika ülkesinde (Burundi, Etiyopya, Gana, Kenya, Fas, Nijerya, Sierra Leone, Güney Afrika, Tanzanya, Zambiya) para ve maliye politikalarının görece önemini VAR yöntemiyle araştırmış, Gana, Kenya, Fas, Nijerya ve Güney Afrika'da para politikasının, Burundi, Etiyopya, Sierra Leone, Tanzanya ve Zambiya'da ise maliye politikasının daha önemli olduğunu bulmuştur. Rahman (2005), VAR yöntemini kullanarak Bangladeş'te 1975-2003 döneminde para politikasının etkin olduğu bulgusunu elde etmiştir.

Bütün bu çalışmaların sonucunda, Monetarist iktisatçılar Keynesci iktisatçıları maliye politikasının etkisiz olduğu konusunda ikna edemeseler de, para politikasının önemini kabul ettirmişlerdir. McCallum (1986: 10), daha 1980'lerin ortasında, kendisini Monetarist olarak tanımlayan çok az iktisatçı olsa da, makroekonomik analizlerde mali değişkenlerin yerini parasal değişkenlerin almaya başladığına dikkat çekmiştir. Bernanke & Gertler (1995: 27), 1990'ların ortasında, iktisatçıların çoğunun, en azından kısa dönemde, para politikasının reel ekonomiyi etkilediğini kabul ettiğini söylemektedir. Mankiw (2002: 311), günümüzde para ve maliye politikasının etkinliği konusundaki uç görüşlere inanan çok az iktisatçı kaldığını belirtmektedir. Mankiw'e (2002: 311) göre, faizlerin hem yatırımları hem de para talebini etkilediğini gösteren kanıtların ortaya çıkması, hem para hem de maliye politikasının toplam talebin önemli belirleyicileri olduğunu göstermiştir.

Para ve maliye politikalarının etkinliği konusu Türkiye'de de bazı iktisatçıların ilgisini çekmiştir. Dönek (1995), Türkiye'de para ve maliye politikalarının etkinliğini 1950-1990 dönemine ilişkin yıllık verilerle ve regresyon analiziyle araştırmış, para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu sonucuna varmıştır. Dikmen (2006), St. Louis modelini Türkiye'nin 1987-2003 dönemi yıllık verilerine uygulamış, sonuçta para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Düzgün (2010), Türkiye'de para ve maliye politikalarının etkinliğini 1987: I-2007: III dönemine ilişkin üçer aylık verilerle ve gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (autoregressive distributed lag: ARDL) yaklaşımına dayalı eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli yöntemleriyle araştırmış, sonuçta maliye politikasının para politikasından daha etkin olduğunu rapor etmiştir. Fakat Düzgün'ün (2010) çalışmasında maliye politikası değişkeninin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi negatif çıkmıştır ve bu aslında maliye politikasının da etkin olmadığı anlamına gelmektedir.

3. Model, Yöntem ve Veri Seti

İlgili literatürde para ve maliye politikalarının etkinliğinin genelde St. Louis modeli veya onun çeşitli versiyonlarıyla araştırılmasına karşın, bu modele getirilen eleştiriler nedeniyle bu çalışmada Kretzmer'in (1992) izinden gidilerek VAR modeli kullanılmıştır. Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR modeli, sistemde yer alan çok sayıda değişkenin geçmiş değerleriyle ifade edildiği ve her bir denklemin en küçük kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilebildiği bir çözüm tekniğidir. Çalışmamızda kullandığımız VAR modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j G_{t-j} + u_{1t} \quad (1)$$

$$M_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^k \theta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \chi_j G_{t-j} + u_{2t} \quad (2)$$

$$G_t = \alpha_3 + \sum_{j=1}^k \omega_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \eta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \psi_j G_{t-j} + u_{3t} \quad (3)$$

Burada k modeldeki gecikme sayısı, u'lar ise olasılıklı hata terimleridir. VAR modeli literatüründe hata terimleri etki, yenilik veya şok gibi isimlerle adlandırılır. Bu hata terimleri, VAR modelinin tahminiyle elde edilen katsayıların yorumlanması güç olduğundan genellikle etki-tepki analizlerine ve varyans ayrıştırmasına başvurulması nedeniyle önem taşımaktadır. Etki-tepki analizi, sistem içinde yer alan her bir değişkene sıra ile verilen şoklar (hata payı) karşısında hem ilgili değişkenin hem de diğerlerinin tepkilerinin ölçüldüğü bir tekniktir (Bozkurt, 2007: 94). Bu teknik, bir değişkende meydana gelen bir değişimin diğerlerini nasıl etkilediğinin ölçülmesini sağlamaktadır. Varyans ayrıştırması ise bir değişkene ilişkin öngörü hata varyansının diğer değişkenler tarafından açıklanma oranını gösteren bir tekniktir (Bozkurt, 2007: 99). Bu teknik sayesinde istatistikî şokların değişkenler üzerindeki sayısal etkileri görülebilmektedir. VAR modelinde değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırılmasında kullanılan bir teknik de Granger'in (1969) ünlü çalışmasına dayanan nedensellik analizidir. Bu teknikle değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünün belirlenmesi mümkün olmaktadır.

Yukarıdaki modelde yer alan değişkenler ise şöyledir. Y, reel gayri safi yurtiçi hasıladaki (GSYH) nispi değişim ya da bir başka deyişle ekonomik büyümedir. Para politikası göstergesi olan M, para politikası faizindeki nispi değişimdir. Maliye politikası göstergesi olan G ise reel faiz dışı bütçe harcamalarındaki nispi değişimdir. Bu değişkenlerle ilgili açıklamalar Ek Tablo 1'de verilmektedir. Ek Şekil 1'de de değişkenlerin çizimleri yer almaktadır.

Serilerin bulunabilirliği ve yapılan bazı testler ile VAR modelindeki maksimum gecikme sayıları dikkate alınarak, çalışmanın örneklem periyodu 2004: III-2017: I dönemi olarak belirlenmiştir. Bu dönem üçer aylık 51 gözlemi içermektedir. Ancak bazı testlerde ve VAR modelinde kullanılan maksimum gecikme sayıları da hesaba katılırsa çalışmanın örneklem periyodu 2003: II-2007: I dönemi olmakta ve gözlem sayısı da 56'ya çıkmaktadır. Bu dönemin seçilmesinde Türkiye'de para ve maliye politikalarının aktif olarak kullanılmaya ancak bu dönemde başlanabilmesi de etkili olmuştur. Türkiye'de para politikası aktif olarak 2001 krizinden sonra kullanılmaya başlamıştır. 1990'larda ve 2001 krizi sırasında dev boyutlara ulaşan bütçe açıklarının kontrol altına alınıp maliye politikasına oyun alanı açılabilmesi ise 2000'li yılların ortalarında mümkün olmuştur.

Kretzmer'in (1992) izinden gidilerek, Türkiye'de para ve maliye politikalarının VAR modeline dayalı görelî etkinliği yukarıda bahsedilen üç teknikle araştırılacaktır. Bu amaçla kullanılacak ilk teknik Granger nedensellik analizi, ikinci teknik etki-tepki fonksiyonları ve üçüncü teknik de varyans ayrıştırması olacaktır.

4. Analiz Sonuçları

Sahte regresyon probleminden (bkz. Granger & Newbold, 1974) kaçınmak için, zaman serisi analizlerinde kullanılan serilerin durağan olması gerekmektedir. Çalışmamızda kullandığımız seriler durağan olup bu şartı sağlamaktadır (bkz. Ek Tablo 2). Yapılan testler sonucunda VAR modeli için en uygun gecikme uzunluğunun 3 olduğu bulunmuş (bkz. Ek Tablo 3 ve Ek Şekil 2) ve model bu şekilde kurulmuştur.

Modelin kurulmasından sonra ilk olarak Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Bu analizin sonuçları Tablo 1'de verilmektedir. Bu sonuçlara göre Y ile M ve Y ile G arasında karşılıklı nedensellik varken, M ile G arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Bu durum Türkiye'de hem para politikasının hem de maliye politikasının ekonomik büyümeyi etkilediğini ve ekonomik büyümeden de etkilendiğini ifade etmektedir. Yani arada bir geri besleme ilişkisi vardır. Bu ekonomi teorisine uygundur. Demek ki para ve maliye politikaları ekonomik büyümedeki duruma göre ayarlanmakta ve ekonomik büyüme üzerinde etkili de olmaktadır. Ancak Granger nedensellik analizi bu etkinin derecesi hakkında bilgi vermemektedir. Bu konuda bilgi sahibi olmak için etki-tepki fonksiyonları ile varyans ayrıştırması analizine başvurmak gerekmektedir.

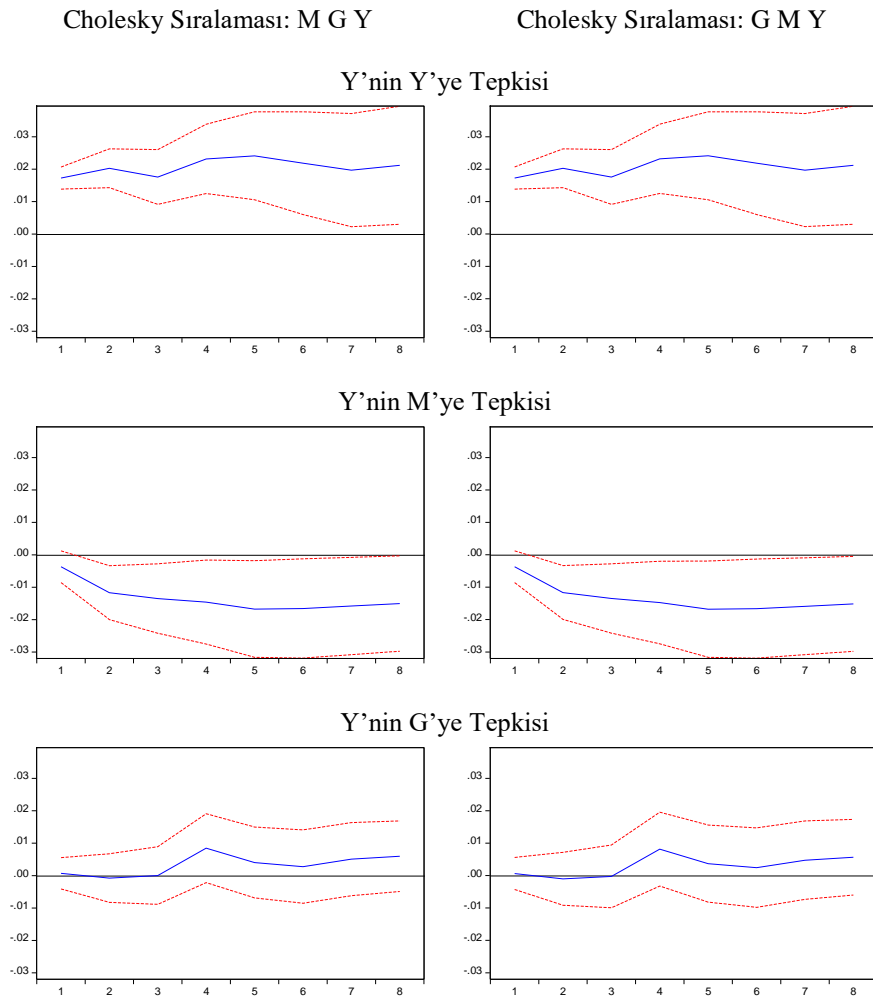
Tablo 1. VAR Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Bağımlı değişkenler	Bağımsız değişkenler		
	Y	M	G
Y	-	0.057*	0.000***
M	0.030**	-	0.737
G	0.026**	0.964	-

Tablodaki sayılar Wald testlerine ilişkin ki-kare istatistiklerinin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık seviyelerinde, ilgili bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru nedenselliği ifade etmektedir.

VAR modelinden etki-tepki fonksiyonları ile varyans ayrıştırması sonuçlarının elde edilmesinde kullanılan en yaygın yöntem Cholesky ayrıştırmasıdır. Fakat bu yöntemde elde edilen sonuçlar değişkenlerin modeldeki sıralamasından etkilenmektedir. Çünkü ilk sıradaki değişken sistemdeki diğer değişkenlere verilen eş zamanlı şoklardan etkilenmezken, son sıradaki değişken diğer değişkenlere verilen şoklardan eş zamanlı olarak da etkilenmektedir. Uygulamada en doğru sonuçlara ulaşabilmek için genellikle değişkenlerin en dışsaldan en içsele doğru sıralanmasına çalışılmaktadır. Değişkenlerin en dışsaldan en içsele doğru sıralanmasına ise ekonomi teorisinden ya da Granger nedensellik analiziyle belirlenen nedensellik ilişkilerinden yararlanılmaktadır. Ancak bu yöntem de en doğru sonuçlara ulaşmayı garanti etmemektedir. Bu nedenle uygulamada genelde muhtemel değişik sıralamalar denenmekte ve sonuçlar karşılaştırılmaktadır. Eğer arada çok fark yok ise ulaşılan sonuçlar güvenilir olarak kabul edilebilir. Arada çok fark olması halinde ise ek araştırma ihtiyacı doğmaktadır.

Şekil 2. Y'nin Bir Standart Hatalık Şoka Kümülatif Tepkisi



Cholesky ayrıştırmasıyla elde edilen etki-tepki fonksiyonlarında sonuçlar değişkenlerin sıralamasından etkilendiği için, şekilde iki farklı sıralamaya göre sonuçlar verilmiştir. Şekil, sekiz çeyreklik dönemdeki kümülatif tepkileri göstermektedir. Kesikli çizgiler, ± 2 standart hatalık güven aralıklarını belirtmektedir. Kesikli çizgilerin ikisinin de sıfır ekseninin aynı tarafında yer alması istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Şekil 2, VAR modelinden elde edilen kümülatif etki-tepki fonksiyonlarını göstermektedir. Grafiklerde dikey eksenle ilgili değişkene verilen bir standart hatalık artış şokuna diğer değişkenlerin verdiği tepkinin yönü ve büyüklüğü gösterilmektedir. Yatay eksenle ise şokun verilmesinden sonra geçen sekiz çeyrekteki yani iki yıllık

bir dönemdeki gelişim takip edilmektedir. Grafiklerdeki kesikli çizgiler değişkenlerin tepkisi için ± 2 standart hatalık güven aralıklarını göstermekte ve sonuçların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını tespit etmeye yaramaktadır. Bu kesikli çizgilerin her ikisinin de sıfır ekseninin üzerinde veya altında olması istatistiksel olarak anlamlı bir etki olduğunu göstermektedir. Güven aralıklarını gösteren kesikli çizgilerden birinin sıfır ekseninin üzerinde diğerinin altında olması durumunda ise söz konusu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı anlaşılmaktadır.

Şekil 2’de iki farklı Cholesky sıralamasıyla elde edilen kümülatif etki-tepki fonksiyonları yer almaktadır. Ekonomi teorisine dayanılarak iki sıralamada da Y değişkenine en sonda yer verilmiş, sadece M ve G’nin yerleri değiştirilmiştir. İki sıralamada elde edilen sonuçlar oldukça benzer görünmektedir ve dolayısıyla güvenilir olarak kabul edilebilir.

Şekil 2’deki etki-tepki fonksiyonu sonuçları çalışmada ele alınan dönemde Türkiye’de para politikasının etkin olduğuna işaret etmektedir. Her iki sıralamada da Y’nin M’deki bir standart hatalık artış şokuna istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde negatif tepki verdiği görülmektedir. Bu para politikası faizindeki bir artışın ekonomik büyümede düşüşe yol açtığı anlamına gelmektedir ki ekonomi teorisine uygun bir sonuçtur. Şekildeki ± 2 standart hatalık güven aralıklarını belirten kesikli çizgilerin her ikisinin de en baştan itibaren sıfır ekseninin altında yer alması, para politikası faizindeki bir artışın sekiz çeyreklik inceleme dönemi boyunca ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve kalıcı bir düşüşe yol açtığını ifade etmektedir.

Şekil 2’deki etki-tepki fonksiyonu sonuçları çalışmada ele alınan dönemde Türkiye’de maliye politikasının ise etkin olmadığına işaret etmektedir. Her iki sıralamada da Y’nin G’deki bir standart hatalık artış şokuna verdiği tepkinin ilk üç çeyrek boyunca sıfır dolayında seyrettiği ve ancak dördüncü çeyrekte itibaren yükseldiği görülmektedir. Y’nin G’ye gecikmeli bir şekilde pozitif tepki vermesi reel faiz dışı harcamalardaki bir artışın gecikmeli olarak ekonomik büyümede de artışa yol açtığı anlamına gelmektedir ki bu da ekonomi teorisine uygun bir sonuçtur. Ancak ± 2 standart hatalık güven aralıklarını belirten kesikli çizgilerin birinin sıfır ekseninin üzerinde birinin de altında yer alması bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını ifade etmektedir. Bu da maliye politikasının etkin olmadığı anlamına gelmektedir.

Çalışmada son olarak varyans ayrıştırması analizi yapılmıştır. Tablo 2’de VAR modelinden elde edilen varyans ayrıştırması sonuçları yer almaktadır. Tablodaki değerler sekiz çeyreklik yani iki yıllık dönemde Y değişkeninin öngörü hata varyansının yüzde olarak ne kadarlık bölümünün diğer değişkenlere ve kendisine verilen şoklar tarafından açıklandığını göstermektedir. Etki-tepki fonksiyonu analizinde olduğu gibi varyans ayrıştırması analizinde de iki farklı Cholesky sıralamasıyla sonuçlar elde edilmiştir. Burada da ekonomi teorisine dayanılarak iki sıralamada da Y değişkenine en sonda yer verilmiş ve sadece M ve G’nin yerleri değiştirilmiştir. Her iki sıralamada elde edilen varyans ayrıştırması sonuçlarının oldukça benzer olduğu görülmektedir. Bu da söz konusu sonuçların güvenilir olarak kabul edilebileceği anlamına gelmektedir.

Brooks (2008: 301-302), uygulamada bir değişkene ilişkin öngörü hata varyansının çoğunun genellikle bu değişkenin kendisine verilen şoklar tarafından açıklandığını belirtmektedir. Bu çalışmadaki varyans ayrıştırması sonuçlarında da durum böyle görünmektedir. Bu durumda değerlendirme yapılırken değişkenlerin kendi şoklarından kaynaklanan bölümden ziyade diğer değişkenler tarafından açıklanan bölüme dikkat etmek gerekmektedir.

Tablo 2. Y’nin Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	Y	M	G
Cholesky Sıralaması: M G Y			
1	95.493	4.344	0.163
2	79.311	19.997	0.691
3	78.906	20.271	0.824
4	68.812	16.316	14.871
5	65.705	16.414	17.881
6	65.835	16.212	17.953
7	65.419	16.006	18.576
8	65.395	16.005	18.600
Cholesky Sıralaması: G M Y			
1	95.493	4.378	0.130
2	79.311	19.890	0.799

3	78.906	20.181	0.914
4	68.812	16.328	14.859
5	65.705	16.351	17.944
6	65.835	16.151	18.014
7	65.419	15.933	18.649
8	65.395	15.927	18.678

Cholesky ayrıştırmasıyla elde edilen varyans ayrıştırmasında sonuçlar değişkenlerin sıralamasından etkilendiği için, tabloda iki farklı sıralamaya göre sonuçlar verilmiştir. Tablo, sekiz çeyreklik dönemde Y'nin öngörü hata varyansının yüzde olarak ne kadarının diğer değişkenlere ve kendisine verilen şoklar tarafından açıklandığını göstermektedir.

Böyle yaptığımızda Tablo 2'deki varyans ayrıştırması sonuçlarının da çalışmada ele alınan dönemde Türkiye'de para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğuna işaret ettiğini söyleyebiliriz. Her ne kadar bu sonuçlarda sekiz çeyreklik dönem sonunda Y'nin öngörü hata varyansının açıklanmasında G'nin payının M'nin payından biraz daha fazla olduğu görülse de dönem içindeki gelişim çok farklıdır. Dönem içindeki gelişime bakıldığında para politikasının ekonomik büyümeye maliye politikasına kıyasla çok hızlı etki ettiği görülmektedir. Y'nin öngörü hata varyansının açıklanmasında M'nin payı daha ikinci çeyrekte %20'yi bulurken, aynı dönemde G'nin payı ise %1'e bile ulaşmamaktadır. M'nin payı dördüncü çeyrekte bir miktar gerileyip %16 civarına otururken, G'nin payı ise ancak bu dönemde kayda değer bir büyüklüğe ulaşip %15'e yaklaşmaktadır. Yani para politikasının etkisi çoktan görülüp tamamlanmışken maliye politikasının etkisi daha yeni görülmeye başlamaktadır.

5. Sonuç

Ekonomi politikası amaçlarına ulaşmak için para politikasının mı yoksa maliye politikasının mı daha etkin olduğu iktisat literatüründeki önemli tartışma konularından biridir. Bu konu özellikle 1960'lı ve 1970'li yıllarda Keynesci ve Monetarist iktisatçılar tarafından yoğun olarak tartışılmıştır. Bu tartışmada Keynesçiler maliye politikasının daha etkin olduğunu iddia ederken, Monetaristler ise para politikasının daha etkin olduğunu savunmuştur. Bu konuda çok sayıda ampirik çalışma da yapılmıştır. Bu çalışmaların sonucunda Monetarist iktisatçılar Keynesçileri maliye politikasının etkisiz olduğu konusunda ikna edemeseler de para politikasının önemini kabul ettirmişlerdir. Günümüzde para ve maliye politikalarının etkinliği konusundaki uç görüşlere inanan çok az iktisatçı kalmıştır. Fakat görece olarak maliye politikasının mı yoksa para politikasının mı daha etkin olduğu konusundaki tartışmalar sürmektedir. Ayrıca 2008-2009 küresel resesyonundan sonra birçok ülkenin eski büyüme performansına geri dönememiş olması, son yıllarda para ve maliye politikaları üzerindeki ilgiyi tekrar canlandırmıştır. Diğer pek çok ülke gibi Türkiye de 2008-2009 küresel resesyonundan sonra eski büyüme performansına geri dönememiştir. Bu da ekonomiyi desteklemek için son yıllarda hem para politikasının hem de maliye politikasının yoğun olarak kullanılmasına yol açmıştır. Bu noktada Türkiye'de para ve maliye politikalarının ne ölçüde etkin olduğu sorusu akla gelmektedir. Bu çalışmada işte bu sorudan hareketle Türkiye'de para ve maliye politikalarının etkin olup olmadığı araştırılmıştır.

Çalışmada Türkiye'de para ve maliye politikalarının etkinliği 2004: III-2017: I dönemine ilişkin üçer aylık verilerle ve VAR modeliyle araştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda, ele alınan dönemde, Türkiye'de para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. VAR modelinde ekonomik performansın göstergesi olarak reel GSYH'deki nispi değişim yani ekonomik büyüme (Y), para politikasının göstergesi olarak TCMB'nin para politikası faizindeki nispi değişim (M), maliye politikasının göstergesi olarak reel faiz dışı harcamalardaki nispi değişim (G) kullanılmıştır. Bu değişkenler arasındaki ilişki ise VAR modeline dayalı üç teknik olan Granger nedensellik analizi, etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması ile araştırılmıştır. Granger nedensellik analizinde Y ile M ve Y ile G arasında karşılıklı nedensellik çıkmıştır. Bu durum Türkiye'de hem para politikasının hem de maliye politikasının ekonomik büyümeyi etkilediğini ve ekonomik büyümeden de etkilendiğini ifade etmektedir. Yani arada bir geri besleme ilişkisi vardır. Etki-tepki fonksiyonları Y'nin M'deki bir standart hatalık artış şokuna beklediği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı bir tepki verdiğini gösterirken, G'deki bir standart hatalık artış şokuna ise istatistiksel olarak anlamlı bir tepki vermediğini göstermiştir. Bu ise para politikasının maliye politikasından daha etkin olduğu anlamına gelmektedir. Varyans ayrıştırması da bu sonucu desteklemiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarında Y'nin öngörü hata varyansının açıklanmasında M ve G'nin benzer paylara sahip oldukları ama M'nin payı çok hızlı artarken G'nin payının çok yavaş yükseldiği görülmüştür. Bu da para politikasının ekonomik büyümeye maliye politikasına kıyasla çok daha hızlı etki ettiği anlamına gelmektedir.

Kaynakça

- Andersen, L. C., & Jordan, J. L. (1968). Monetary and fiscal actions: A test of their relative importance in economic stabilization. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November, 11-24.
- Andersen, L. C., & Carlson, K. M. (1970). A monetarist model for economic stabilization. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, April, 7-25.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1965). The relative stability of monetary velocity and the investment multiplier. *The American Economic Review*, 55(4), 693-728.
- Ataç, B. (2009). *Maliye politikası: Gelişimi, amaçları, araçları ve uygulama sorunları*. 8. Baskı, Ankara: Turhan Kitabevi.
- Batten, D. S., & Thornton, D. L. (1986). The monetary-fiscal policy debate and the Andersen-Jordan equation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, October, 9-17.
- Batten, D. S., & Hafer, R. W. (1983). The relative impact of monetary and fiscal actions on economic activity: A cross-country comparison. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, January, 5-12.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman serileri analizi*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed., Cambridge: Cambridge University Press.
- Chowdhury, A. R. (1988). Monetary policy, fiscal policy and aggregate economic activity: Some further evidence. *Applied Economics*, 20(1), 63-71.
- Darrat, A. F. (1984). The dominant influence of fiscal actions in developing countries. *Eastern Economic Journal*, 10(3), 271-284.
- De Leeuw, F., & Kalchbrenner, J. (1969). Monetary and fiscal actions: A test of their relative importance in economic stabilization – comment. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, April, 6-11.
- DePrano, M., & Mayer, T. (1965). Tests of the relative importance of autonomous expenditures and money. *The American Economic Review*, 55(4), 729-752.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dikmen, N. (2006). Nominal GSUH ve politika tercihi: St. Louis model uygulaması. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(2), 87-105.
- Dönek, E. (1995). Relative effectiveness of monetary and fiscal policies on GNP in the Turkish economy. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6, 409-415.
- Düzgün, R. (2010). Türkiye ekonomisinde para ve maliye politikalarının etkinliği. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(11), 230-237.
- Friedman, B. M. (1977). Even the St. Louis model now believes in fiscal policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 9(2), 365-367.
- Friedman, M., & Meiselman, D. (1963). The relative stability of monetary velocity and the investment multiplier in the United States, 1897-1958. In The Commission on Money and Credit, *Stabilization Policies* (pp. 165-268). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Hester, D. D. (1964). Keynes and the quantity theory: A comment on the Friedman-Meiselman CMC paper. *The Review of Economics and Statistics*, 46(4), 364-368.

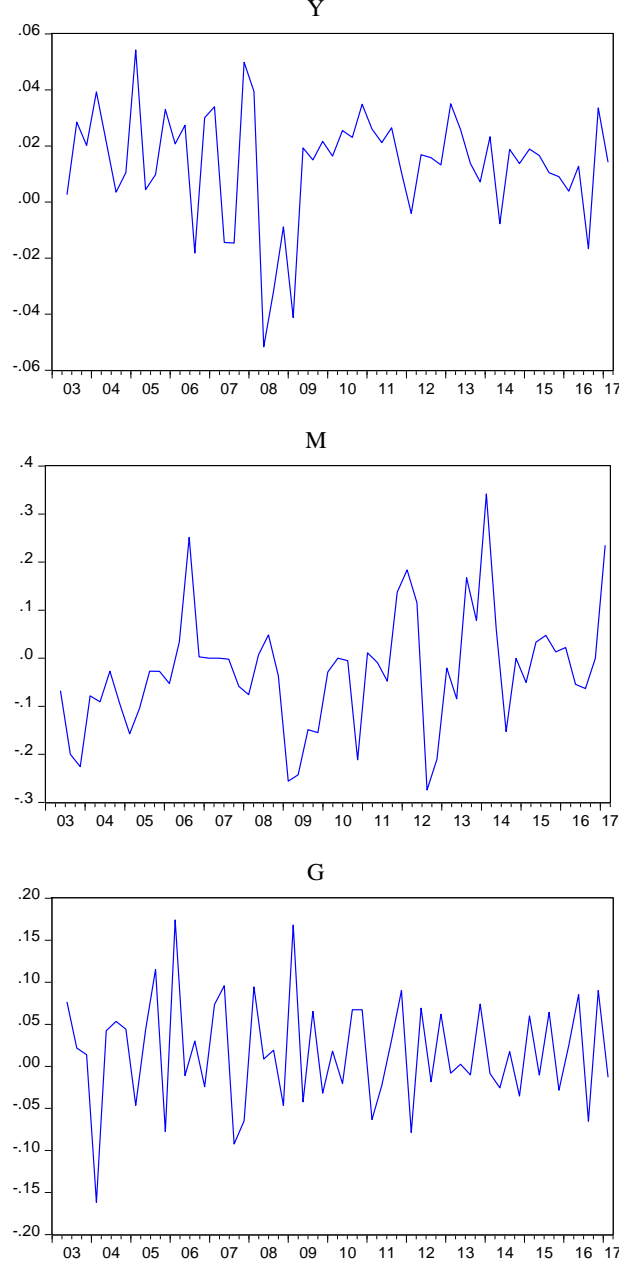
- Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the 'Classics': A suggested interpretation. *Econometrica*, 5(2), 147-159.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan.
- Kretzmer, P. E. (1992). Monetary vs. fiscal policy: New evidence on an old debate. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 77(2), 21-30.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mankiw, N. G. (2002). *Macroeconomics*. 5th ed., New York: Worth Publishers.
- McCallum, B. T. (1986). Monetary versus fiscal policy effects: A review of the debate. In R. W. Hafer (Ed.), *The monetary vs. fiscal policy debate* (pp. 9-29). Totowa, NJ: Rowman and Allanheld.
- Owoye, O., & Onafowora, O. A. (1994). The relative importance of monetary and fiscal policies in selected African countries. *Applied Economics*, 26(11), 1083-1091.
- Önder, T. (2005). *Para politikası: Amaçları, araçları ve Türkiye uygulaması*. TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rahman, M. H. (2005). Relative effectiveness of monetary and fiscal policies on output growth in Bangladesh: A VAR approach. *Bangladesh Journal of Political Economy*, 22(1-2), 419-440.
- Silber, W. L. (1971). The St. Louis equation: 'Democratic' and 'Republican' versions and other experiments. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 362-367.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.

Ek Tablo 1. Araştırmada Kullanılan Değişkenler ve Kaynakları

Değişken	Açıklama	Kaynak
Y	Reel gayri safi yurtiçi hasıladaki nispi değişim, bir başka deyişle ekonomik büyümedir. TÜİK'ten elde edilen 2009=100 bazlı mevsim ve takvim etkisinden arındırılmış harcamalar yöntemiyle zincirlenmiş gayri safi yurtiçi hasıla hacim endeksinin logaritmik birinci sıra farkı alınarak hesaplanmıştır.	TÜİK http://www.tuik.gov.tr
M	Para politikası faizindeki nispi değişimdir. Para politikası faizi olarak 2011 öncesi için TCMB'nin gecelik borç alma ve borç verme faizlerinin ortalaması, 2011 ve sonrası için TCMB ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişken, TCMB-EVDS'den elde edilen bu serinin logaritmik birinci sıra farkı alınarak hesaplanmıştır.	TCMB-EVDS http://evds.tcmb.gov.tr
G	Reel faiz dışı bütçe harcamalarındaki nispi değişimdir. Hazine Müsteşarlığı'ndan elde edilen nominal serinin 2003=100 bazlı Tüketici Fiyat Endeksi ile deflate edilerek reel hale getirilmesinden sonra Tramo-Seats yöntemiyle mevsimsel olarak düzeltilmesi ve daha sonra da logaritmik birinci sıra farkının alınmasıyla hesaplanmıştır.	Hazine Müsteşarlığı http://www.hazine.gov.tr

TÜİK: Türkiye İstatistik Kurumu; TCMB-EVDS: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi.

Ek Şekil 1. Araştırmada Kullanılan Değişkenlerin Çizimleri



Ek Tablo 2. Serilerin Durağanlığının Tespiti İçin Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF	PP
----------	-----	----

Y	-3.351** (2)	-6.210*** (2)
M	-4.422*** (0)	-4.136*** (5)
G	-7.753*** (2)	-14.548*** (22)

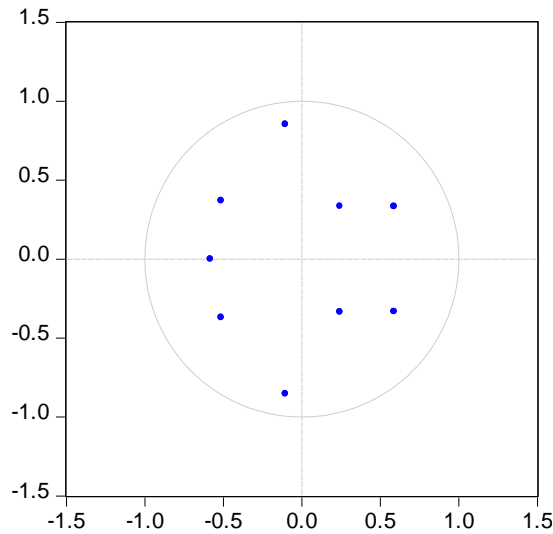
ADF, Dickey & Fuller (1979 & 1981) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testidir. PP, Phillips & Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron birim kök testidir. Birim kök testleri sabit terimli modellerle yapılmıştır. Parantez içindeki sayılar, ADF testinde modele değişkenin kaç gecikmeli değerinin eklendiğini, PP testinde test istatistiği düzeltilirken kullanılan bant genişliğini göstermektedir. ADF testinde maksimum gecikme 4 olarak alınmış ve uygun gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılarak belirlenmiştir. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmekte ve serinin birim köke sahip olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir. MacKinnon'a (1996) dayanan kritik değerler, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla -3.565, -2.920 ve -2.598'dir.

Ek Tablo 3. VAR Modelinin Gecikme Sayısının Tespiti

Gecikme sayısı	AIC	LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
1	-9.230	0.381	0.781	0.000***	0.672
2	-9.093	0.000***	0.749	0.002***	0.803
3	-9.568+	0.642	0.295	0.853	0.952
4	-9.420	0.391	0.827	0.592	0.746

VAR modeline dışsal olarak sabit terim eklenmiştir. AIC, Akaike bilgi kriteridir. Buradaki + işareti en uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. LM, VAR modelinin hata terimleri için yapılan ardışık bağımlılık testidir. LM sembolünün yanında parantez içinde bulunan sayılar testin gecikme sayısı, tablodaki sayılar LM istatistiğinin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık seviyelerinde ardışık bağımlılık bulunduğunu göstermektedir. VAR modelinin sonuçlarının güvenilir olabilmesi için hata terimlerinde ardışık bağımlılık olmaması gerekmektedir.

Ek Şekil 2. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



AR karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çemberin içinde yer alması, tahmin edilen VAR modelinin istikrarlı olduğunu ifade etmektedir.