

# Türkiye Ekonomisinde Para Politikasının Ekonomik Büyüme Üzerinde Uzun ve Kısa Dönemli Etkisi

## Öz

Y. Koray DUMAN<sup>1</sup>

Bu çalışmada 1998'den 2015'e üçer aylık zaman serisi verileri kullanılarak Türkiye'de ekonomik büyüme üzerinde para politikasının etkisi incelenmektedir. Yapılan Eş bütünleşme ve hata düzeltme modeli hem kısa dönem de hem de uzun dönemde ekonomik büyüme ile para politikası arasında ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Politika yapıcıların ülkedeki ekonomik büyümeyi sağlamak amacıyla para politikası üzerinde daha fazla odaklanması gerektiği önerilmektedir. VEC Hata Düzeltme modelinin sonuçlarından elde edilen bulgulara göre para politikası Türkiye ekonomisinde etkilidir.

**Anahtar Kelimeler:** Para politikası, Ekonomik Büyüme, Türkiye ekonomisi, Hata Düzeltme Modeli

## Long and Short Term Impact of Turkish Monetary Policy on Economic Growth

### Abstract

This study empirically examines the effect of monetary policy on economic growth in Turkey using quarterly time series data from 1998 to 2015. Cointegration and error correction model indicate the existence of positive significant long run and short run relationship between monetary policy and economic growth. We suggest that policymakers should focus more on monetary policy in order to ensure economic growth. According to the findings obtained from the results of VEC Error Correction model, monetary policy is effective in Turkish economy.

**Keywords:** Monetary Policy, Economic Growth, Turkish Economy, VEC Error Correction Model

<sup>1</sup> Doç. Dr., Akdeniz Üniversitesi  
İİBF, İktisat Bölümü,  
kduman@akdeniz.edu.tr

## I.Giriş

Para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerinin ölçümüne yönelik çalışmalar, özellikle 1980'li yıllarda ekonometrik yöntemlerde ortaya çıkan gelişmelere paralel olarak hız kazanmıştır. İktisat teorisinde de iktisat okullarının para politikası ile ilgili görüşleri farklılık göstermektedir.

Özellikle para ve maliye politikasından hangisinin, ekonomik aktiviteler üzerinde etkili olduğuna yönelik tartışma bugün bile devam etmektedir. Klasik iktisatçılar ekonominin daima kendiliğinden tam istihdama ulaştığını ifade etmektedirler. Paranın reel ekonomiyi etkilemede etkisiz olduğunu söylemektedirler. Para yalnızca fiyatlar genel düzeyini etkilemektedir. Keynesyen iktisatçıları ise paranın hem reel ekonomiyi hem de fiyatlar genel düzeyini etkileyebileceğini ifade etmektedirler. Günümüzde iktisat okulları arasında genel eğilim bu çizgi üzerindedir. Para politikasının ekonomik büyümeyi etkileyebileceğini ve/veya etkileyemeyeceğini çeşitli koşullar altında ortaya koymaya çalışmaktadırlar.

Monetaristler, maliye politikasının etkin olmadığına ilişkin fikir ileri sürmekte ve bu düşüncelerini dışlama etkisine dayandırmaktadırlar. Bu görüş, para stoku ve çıktı arasındaki pozitif ilişkiye vurgu yapmaktadır. Bir başka ifadeyle, para politikası genel olarak ekonomi üzerinde daha büyük bir etkiye sahiptir ve para politikasının yatırım ile büyüme üzerindeki etkisi, maliye politikasının etkisine göre daha baskındır. Rasyonel Beklentiler Teorisi (RBT), para politikasının etkinliği konusunu, politika uygulamasının ekonomik birimlerce beklendiği ve beklenmediği durumlara göre farklı boyutta değerlendirmektedir. RBT'ye göre, para arzındaki beklenmeyen artışlar ekonomi üzerinde etkili iken, beklenen para politikası uygulamaları ekonomide herhangi bir etkiye sahip olmayacaktır (Düzgün, 2010;21)

Bu amaçla yapılan çalışmanın birinci bölümünde para politikası ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiş, ikinci bölümde bu konuyla ilgili olan literatüre yer verilmiş ve son bölümde ise Türkiye için, para politikası ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Johansen eş bütünleşme ve vektör hata düzeltme modeli yardımıyla tespit edilme-ye çalışılmıştır.

## II. Para Politikası ve Ekonomik Büyüme

Aslında para politikasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin tartışıldığı iki temel iktisadi düşünce vardır. Bunlardan birisi Keynesyen iktisat diğeri ise Monetarist iktisadi okuldur. Keynesyen iktisat para politikasının ekonomik büyüme üzerinde dolaylı bir etkisinin var olduğunu savunurken Monetarist iktisat para politikasının ekonomik büyüme üzerinde doğrudan etkisi olduğunu söylemektedir. Dolayısıyla para politikalarının ekonomik büyümeyi nasıl etkilediği iki iktisat okulunun görüşleri çerçevesinde şekillenmektedir (Chipote ve Precious, 2014; 12). Merkez bankaları fiyat istikrarını para arzını kontrol ederek sağlamaya çalışmaktadır. Bu amaçla uygulanan para politikaları birçok kanal yoluyla ekonomik büyümeyi etkilemede önemli bir role sahiptir (<http://www.cenbank.org> 2013) Özellikle Keynesyen ve Monetarist iktisatçılar arasında bu tartışma halen devam etmektedir. Monetarist iktisatçılar para arzında ya da para politikasındaki bir değişimin doğrudan üretim ve fiyatlar genel düzeyi üzerinde etkisi olduğunu vurgulamaktadırlar. Aksine Keynesyen iktisatçılar para politikasındaki bir değişimin paranın aktarım mekanizması yoluyla reel ekonomiyi etkileyebileceğini söylemektedirler (Khabo vd , 2005;350)

Dışa açık bir ekonomide para politikalarının iç ve dış denge üzerindeki etkinliği döviz kuru rejimleri ve sermaye hareketliliğinin yapısına bağlı olarak farklılık göstermektedir. Genişletici bir para politikası, faiz oranını düşürüp iç yatırımları özendirerek ulusal geliri yükseltir. Ulusal gelirin yükselmesi ise yabancı mal ve hizmetlere olan talebi artırır. Böylece, cari işlemler bilançosundan kaynaklanan gelişmelere dayalı olarak döviz talebi artar. Bu da serbest değişken kur sistemi koşullarında döviz kurunu yükseltir ya da ulusal paranın değer kaybına neden olur. Ulusal paradaki değer kayıpları ise, diğer yandan ihracatı artırıp ithalâtı Azaltarak (net ihracatı artırarak) ulusal gelir artışını destekler (Oktar, vd, 2012 ;5).

Türkiye ekonomisinde para politikası temelde faiz, döviz kuru ve enflasyon anahtar değişkenleri üzerinden çıktı düzeyini etkilemektedir. Ne var ki, para politikası çıktı düzeyini etkilemede önemli bir araç olmasına karşın, para politikasının etkinliği özellikle kriz dönemlerinde sınırlı kalabilmektedir. Bu nedenle, sürdürülebilir ekonomik bü-

yüme ve finansal istikrar için başta maliye politikası olmak üzere diğer yapısal politikalar birlikte eşgüdüm içerisinde uygulanmalıdır. (Oktar ve Levent, 2012;41).

### III Literatür

Javed ve Şahinöz (2005)'ün Türkiye ekonomisi üzerine yaptıkları çalışmada ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasındaki ilişki test edilmeye çalışılmıştır. Açıklayıcı değişken olarak para arzı kullanılmadan yapılan bu çalışmada kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemde bir ilişki bulunamamıştır. Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemde ilişkinin varlığı ancak modele para arzı değişkeni ilave edildiği zaman ortaya çıkmıştır. Yapılan analiz sonucunda para arzı ve ekonomik büyüme arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkarken, kamu harcamaları ve para arzı arasında ise iki yönlü bir nedensellik bulunmuştur.

Peker (2007) çalışmasında Türkiye ekonomisi için para politikasının reel etkilerini incelemiştir. Peker (2007)'e göre, para politikasının hem öngörülme hem de öngörülen reel etkileri olduğu görülmüştür. Bu sonuç iktisat kuramları açısından değerlendirildiğinde; Keynesgil geleneğin savlarının desteklendiğini, Klasik geleneğin savlarının ise destek bulmadığını göstermiştir. Para politikasının reel etkileri öngörülen ve öngörülme ayrımlarına göre analiz edildiğinde ise, Rasyonel Beklentiler Kuramının lehine kanıtların bulunmadığı sonucuna varılmıştır. Çünkü çalışmada hem öngörülen hem de öngörülme para politikalarının reel çıktı üzerinde etkileri ortaya çıkmıştır.

Ali vd (2008) 'nin Güneydoğu Asya ülkeleri için yaptıkları çalışmada, ekonomik büyüme üzerinde para ve maliye politikasının etkileri analiz edilmiştir. ARDL sınır testi kullanılarak yapılan çalışmada para arzının hem kısa hem de uzun dönemde ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitif bulunmuştur. Maliye politikasının ise hem kısa hem de uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde etkisinin olmadığı görülmüştür. Bu çalışmada para politikasının ekonomik büyümeyi artırıcı etkisinin maliye politikasından çok da yüksek olduğu bulunmuştur.

Yücel (2009) 'in Türkiye için 1989 ve 2007 arasında aylık veriler kullanarak yaptığı çalışmasında

ekonomik büyüme, dışa açıklık ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yapılan analizde finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişki varken dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Granger nedensellik analizinde finansal gelişme, dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Pakistan için yapılmış Mohammed (2009) çalışmasında ise M2, kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını VAR modeli yardımıyla incelenmiştir. Yapılan eş-bütünleşme analizinde kamu harcamaları ve M2 arasında negatif yönlü bir ilişki varken, M2 ve ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ogunmuyiwa ve Ekone (2010)'nın yaptıkları en küçük kareler yöntemi ve hata düzeltme modeli ile Nijerya için yapılan çalışmada ekonomik büyüme üzerinde para arzındaki artışların pozitif yönlü bir etkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. Jawaaid et al. (2010) 'nin Pakistan ekonomisi için yaptıkları eş bütünleşme ve VAR analizleri sonucunda para politikasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin uzun dönemde pozitif olduğu ve maliye politikasına göre daha etkin olduğu yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Taban (2010) Türkiye için yapmış olduğu kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini analiz eden çalışmasında sınır testi yaklaşımı kullanarak kamu harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeyi arttırdığı yönünde bulgular elde etmiştir. Sakyi (2011) in Ghana için yaptığı çalışmada otoregresif (AR) modelinde dışa açıklık, ekonomik büyüme ve dış yardım arasında hem kısa hem de uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişkinin varlığı bulunmuştur. Bu analizde kamu harcamalarının ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Fasanya, Onakoya ve Agboluaje (2013)'nin yaptıkları çalışmada para politikası ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1975-2013 arası için incelenmiştir. Yapılan Var analizi sonucunda para politikası ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ortaya çıkmıştır (Fasanya vd. 2013: 636).

Chipote ve Makhetha-Kosi (2014)'nin Güney Afrika için yaptığı para politikasının ekonomik büyümeyi teşvik edip etmediği çalışmasında, uzun dönemde para politikası ve ekonomik büyüme

arasında pozitif yönlü bir ilişkinin var olduğu yönünde bulgular elde etmiştir. Yani uzun dönemde uygulanan para politikası ekonomik büyümeyi etkilemektedir. Ivrendi ve Yildirim (2013)'de Türkiye, Güney Afrika, Brezilya, Çin, Hindistan ve Rusya'yı içeren altı ülke örneğine dayanan yapısal VAR modeli oluşturmuştur. Bu modelde, sıkı para politikası uygulamasının faiz oranları yoluyla enflasyon ve büyüme üzerinde negatif bir etki yarattığı sonucuna ulaşılmıştır(Sulaiman,2014; 35).

Düzgün (2010)'ün ADL (Autoregressive Distributed Lag) yöntemini kullandığı çalışmasında elde edilen bulgulara göre, para politikası Türkiye ekonomisi üzerinde pozitif ama anlamsız bir etkiye sahipken; kamu harcaması negatif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Genişletici bir para politikası ekonomiyi canlandırırken, genişletici bir maliye politikası ekonomiyi daraltmaktadır. Genişletici maliye politikasının neden olduğu bütçe açığı, faizler aracılığıyla özel yatırımı azaltacak ve ekonomiyi daraltacaktır. Her iki yöndeki bulgular, Monetarist görüşün geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak, para politikasını temsil eden değişkenin anlamsız çıkması, para politikasının ekonomi üzerinde etkisiz olduğunu ortaya koymaktadır. Sonuç itibariyle, maliye politikası Türkiye ekonomisi üzerinde daha etkilidir.

Monetarist görüşü destekleyici sonuçların varlığı ortaya çıkmıştır. Ama bazı istisnai durumlar da bulunmaktadır. Bunun en önemli nedeni ise ülkenin ekonomik durumu, analizde kullanılan metot ve seçilen verilerin özelliğinden kaynaklandığı söylenebilir(Precious vd ,2014; 65).

#### IV . Ampirik Analiz

##### A. Yöntem ve Değişken Seçimi

Çalışmada. 1998.01-2015,04 dönemi için Türkiye'de para politikasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Johansen eş bütünleşme yaklaşımıyla test edilmiştir. Çalışmada değişkenlerin seçiminde uluslararası ampirik çalışmalar dikkate alınmıştır. İktisadi değişkenler, gerçek değerleri üzerinde doğrusal değil, genellikle logaritmik değerleri üzerinde doğrusaldır. Bu yüzden, serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması önerilmektedir. GSYİH ve Merkez Bankası politika faizlerinin birbirleriyle etkileşim

içinde olduğu bu çalışmada her iki veri setinin lo-  
garitmik haliyle çalışmayı seçtik ve para piyasasını temsilen Merkez Bankası politika faizlerini, ekonomik büyümeyi temsilen de Gayrisafi Milli Hasıla değişkenlerini kullandık. Baz yılı 1998 olan veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden temin edilmiştir.

Ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlerin, analizde yer aldığı şekliyle simgeleri ve açıklamaları Tablo 1'de özetlenmiştir

Tablo 1. Değişkenlerin Açıklanması

LOGGSYİH	Logaritmik GSYİH
LOGFAİZ	Logaritmik politika faiz oranları

##### B. Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979:427-431) durağan olamayan serilerin test edilebilmesi için bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Dickey-Fuller'in testlerindeki kilit görüş, durağan olmayan serilerin testinin, birim kökün varlığının testi ile aynı olmasıdır. Dickey-Fuller'in birinci dereceden otoregresif süreç (AR(1)) şeklindeki temel modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \dots$$

Otoregresif modelde  $e_t$ , sıfır ortalama ve  $\sigma^2$  sabit varyanslı, otokorelasyona sahip olmayan hata terimidir. Modele göre,  $|\rho| < 1$  ise zaman serisi durağan,  $|\rho| = 1$  ise zaman serisi durağan olmayacaktır.  $\rho = 1$  olan bir zaman serisi genellikle rassal yürüyüş süreci olarak adlandırılmaktadır. Bu durumda boş hipotez  $H_0 : \rho = 1$ . ve alternatif hipotez  $H_a = \rho < 1$ 'dir.

Dickey ve Fuller (1979:428) ayrıca, birim kökün varlığının tespiti için kullanılabilecek üç alternatif regresyon eşitliği önermektedir:

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t$$

Dickey-Fuller (1979:427)'e göre  $\rho = 1$  olması durumunda seri fark alınarak dönüştürülmelidir. An-

cak fark alınırken otokorelasyonun varlığı dikkate alınmalıdır. Denklem her iki tarafından  $Y_{t-1}$  çikartılırsa modeller fark denklemleri şeklinde yazılabilir:

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t$$

$$\rho - 1 = \delta \text{ ise;}$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t$$

Dickey-Fuller birim kök testi bütün modellerde.  $\rho = 1$  ya da  $\rho - 1 = \delta$  olmak üzere  $\delta = 0$  olup olmadığı ile ilgilenmektedir. Dickey-Fuller test istatistiği, fark alınmış modeldeki gecikmeli bağımlı değişken için t istatistiğidir. Ancak standart normal dağılım tablosu kritik değerler için kullanılmamaktadır. Dickey-Fuller birim kök testi için kritik değerler. Dickey ve Fuller (1979) ve daha sonrasında bu değerleri geliştiren MacKinnon (1991) tarafından sunulmaktadır. Dickey-Fuller istatistik değeri, kritik değerden küçükse, birim kökün varlığına yönelik boş hipotez reddedilir ve  $Y_t$  durağan süreçtir şeklinde sonuca varılmaktadır.

Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen birim kök testi, bütün serileri birinci dereceden otoregresif süreç olarak ele almakta ve hata terimlerinde otokorelasyonun bulunmadığını ileri sürmektedir. Dickey ve Fuller (1981), hata teriminin otokorelasyona sahip olması durumunda, otokorelasyonu kaldırmak için bağımlı değişkenin ilave gecikmeli değerlerini içerecek şekilde Dickey-Fuller birim kök testini geliştirmişlerdir. Geliştirilmiş Dickey-Fuller birim kök testi olarak adlandırılan modelde ilave terimlerdeki gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ya da Schwartz Bayesyen Kriteri (SBC) tarafından belirlenmektedir. ADF birim kök testine ilişkin modeller ise şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

### C. Eş bütünleşme Testi

Ekonomik teoriler, bazı değişkenler arasında uzun dönemli ve istikrarlı bir ilişkinin olduğunu öngörmektedir. Son yıllarda yapılan uygulamalı çalışmalarda 1980'li yılların ikinci yarısında geliştirilen uzun dönem ilişkinin ortaya konmasında Johansen eş bütünleşme yaklaşımı yaygın olarak kullanılmaktadır (Johansen, 1988; Johansen ve Juselius, 1990). Eş bütünleşme yaklaşımı teoride değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin öngördüğü değişkenlerin birbirinden uzaklaşmama ifade etmektedir (Ağır, 2003; Kadılar, 1996: 78). Yaygın olarak kullanılan eş bütünleşme yöntemi olan Johansen eş bütünleşme yaklaşımının üstünlüğü;

i) Analizde kullanılan değişkenler arasında olabilecek eş bütünleşme vektörlerinin sayısının belirlenebilir olması

ii) Eş bütünleşme ve ilgili parametrelerin en çok olabilirlik tahminlerini elde etmesi olarak ifade edilmektedir (Holden ve Thompson, 1992: 30-31).

Diğer taraftan eş bütünleşme, ekonomik teorinin beraber hareket edeceğini beklediği değişkenlerin birbirlerinden uzaklaşma eğilimi içerisinde bulunmaları halinde piyasa güçlerinin veya diğer politika araçlarının çalışmasıyla aralarındaki dengenin yeniden kurulacağı anlamına gelmektedir (Ağır, 2003; Tarı, 2002: 372). Bu bağlamda, eş bütünleşme, bir veya birden fazla değişkenin durağan olmasa bile doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini vurgulamaktadır (Charemza ve Deadman, 1997; Tarı, 2002). Johansen (1988), eş bütünleşme vektörlerinin sayısını belirlemek için iz (trace) ve en büyük özdeğer (maximal eigenvalue) istatistikleri adlı iki farklı test önermektedir. Eş bütünleşme ilişkilerinin sayısını veren  $\Pi$ 'nin rankı, özdeğerlerin istatistikî olarak sıfıra eşit olup olmadığı hipotezi ile belirlenmektedir.

$$H_0: \lambda_i = 0, \quad i = r+1, \dots, n$$

$H_0$ : En fazla r tane eş bütünleşme vektörü vardır.

Burada r'nin farklı değerleri için sınırlamalar yapılabilir ve sınırlandırılmış modelin en çok olabilir-

lik fonksiyonunun logaritması ile sınırlandırılmamış modelin en çok olabilirlik fonksiyonunun logaritması karşılaştırılarak standart olabilirlik testi hesaplanır. Yukarıdaki boş hipotezi iz (trace) istatistiği ile şu şekilde hesaplanır:

$$\lambda_{iz} = -2\log(Q) = -T \sum_{i=t+1}^n \log(1-\lambda_i)$$

Burada Q= sınırlanmış en çok olabilirlik/sınırlanmamış en çok olabilirlik ve T analizdeki gözlem sayısını göstermektedir. Bu istatistik, en fazla r tane eş bütünleşme var boş hipotezini, r'den fazla eş bütünleşme vektörü var alternatif hipotezine karşı test etmektedir. Örneğin boş ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulabilir.

$$H_0: r = 0 \quad H_A: r \geq 1$$

$$H_0: r \leq 1 \quad H_A: r \geq 2$$

$$H_0: r \leq 2 \quad H_A: r \geq 3$$

$$H_0: r \leq n \quad H_A: r \geq n$$

Başlangıçta eş bütünleşme yoktur boş hipotezi, en azından bir eş bütünleşme vektörü vardır alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Eğer boş hipotez reddedilir ise, burada en azından bir vektör vardır. İkinci adım ise, en fazla bir vektör vardır boş hipotezinin en azından 2 eş bütünleşme vektörü vardır alternatif hipotezine karşı test edilmesini gerekli kılar ve süreç bu şekilde devam eder.

Bir diğer testi en büyük özdeğer (maximal eigenvalue) istatistiği oluşturmaktadır:

$$\lambda \max = -T \log(1 - \lambda_{r+1}),$$

$$r = 0, 1, \dots, n-2, n-1 \quad (1.10)$$

Bu test istatistiği ise, incelenen değişkenler arasında kesinlikle r eş bütünleşme vektörü vardır boş hipotezini, r+1 eş bütünleşme vektörü vardır alternatif hipotezine karşı test etmektedir. Örneğin, boş ve alternatif hipotezler şu şekilde oluşturulur:

$$H_0: r = 0 \quad H_A: r = 1$$

$$H_0: r = 1 \quad H_A: r = 2$$

$$H_0: r = 2 \quad H_A: r = 3$$

$$H_0: r = n \quad H_A: r = n$$

En büyük özdeğer istatistiği alternatif hipotezin kesinlikle r tane olduğunu ifade ederken, iz istatistiği biraz esnek şekilde r'dan fazla eş bütünleşmenin olabileceğini ifade eder. Bu aşamada, hesaplanan iz ve en büyük özdeğer istatistiklerinin, Johansen ve Juselius (1990) ve Osterwald-Lenum (1992) tarafından elde edilen kritik değerlerle karşılaştırılmasının yapılması gerekmektedir.

### C. Ampirik Analiz

Gayrisafi milli hasıla ve Merkez bankası gecelik faizleri arasındaki uzun dönemli ilişkisinin analizi için öncelikle serilerin birim kök içerip içermediğine bakılmıştır. ADF birim kök testi sonucuna göre, serilerin birim kök içerdiğini gösteren boş hipotez %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. ADF birim kök testi sonuçları, hem GSYİH hem de politika faizleri serilerinin seviye değerlerinde durağan olduğunu göstermektedir. Sonuçlar tablo 2 ve tablo 3'de görülmektedir. Serilerin hangi düzeyde durağan olduklarını ifade eden birim kök test istatistikleri ek 2 'de tablo halinde gösterilmiştir.

Tablo 2. LogFaiz Birim Kök Sınaması

LOGFAİZ Birim Kök Sınaması		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6,85321	0.0000
Test critical values:	1% level	-3,53159
	5% level	-2,90552
	10% level	-2,59026

Tablo 3. LOGGSYİH Birim Kök Sınaması

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8,26504	0.0000
Test critical values:	1% level	-3,52852	
	5% level	-2,9042	
	10% level	-2,58956	

Tablo 4. Johansen Eş bütünleşme Testi Sonuçları

$\lambda$ İz İstatistiği			
Hipotezler	Özdeğerler	İz değerleri	Kritik değer
$H_0:r=0, H_1:r=1$	0.318137	29.35507	25.87211
$H_0:r\leq 1, H_1:r=2$	0.047595	3.316025	12.51798
$\lambda_{maks}$ istatistiği			
$H_0:r=0, H_1:r\geq 1$	0.318137	26.03904	19.38704
$H_0:r\leq 1, H_1:r\geq 2$	0.047595	3.316025	19.38704

Not: Tüm değişkenler %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlıdır.

Eş bütünleşme analizi için gerekli şart her iki serisinde aynı derecede durağan olduğunun belirlenmesinden sonra değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığını ayrı ayrı test etmek için Johansen maksimum olabilirlik yöntemi kullanılmıştır. Eş bütünleşme testi uygulanmadan önce tüm değişkenler için bir VAR modeli oluşturularak modele ilişkin optimal gecikme uzunluğunu Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio, LR) 2, Nihai Tahmin Hatası (Final Prediction Error, FPE) 1, Akaike (AIC) 1, Schwarz (SC) 1 ve Hannan-Quinn (HQ) sonuçlarına göre bir olarak belirlemiştir. Uygun gecikme uzunluğu sonuçları Ek-1'de verilmektedir. Model seçimi için seviyede deterministik trende izin veren eş bütünleşme vektöründe sadece sabit terimin yer aldığı Model 3 serilere uygun olarak belirlenmiştir. Johansen Eş bütünleşme Testi sonuçları 1 gecikme değeri için Tablo 4'de verilmiştir.

Maksimum özdeğer ve iz istatistikleri Osterwald-Lenum (1992)'nin kritik değerleri ile karşılaştırıldığında hem maksimum özdeğer hem de iz test istatistiklerinin birinci hipotezlerinin %1 anlamlılık düzeyine göre ret edildiği görülmektedir. Dolayısıyla maksimum özdeğer, hem de iz istatistiği LOGGSYİH VE LOGFAİZ değişkenlerinin eşbütünleşik olduğunu ve  $\Pi$  matrisinin aşaması bire eşit olduğu için, LOGGSYİH ve LOGFAİZ değişkenleri arasında bir eştümleştirici ilişki olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 5 incelendiğinde hem LOGGSYİH, hem de LOGFAİZ değişkenleri için sıfır hipotezi ret edilmektedir. Bu iki değişken zayıf ekzojen olmadıklarından birer içsel değişkenlerdir ve modelin hem LOGGSYİH, hem de LOGFAİZ değişkenleri yönünden ele alınması gerekmektedir.

Tablo 5. Zayıf dışsallık test sonuçları

Değişkenler	Sıfır Hipotezi	LR	PROB
LOGGSYİH	$H_0:a_{11}=0$	21.78530	0.000003
LOGFAİZ	$H_0:a_{21}=0$	1.488789	0.048446

Not: LR %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.Eş bütünleşik uzayında bulunma test sonuçları

Değişkenler	Sıfır Hipotezi	LR	PROB
LOGGSYİH	$H_0: b_{11}=b_{12}=0$	11.11044	0.000858
LOGFAİZ	$H_0: b_{11}=b_{12}=0$	22.51490	0.000002

Not: %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlıdır

Yukarıdaki tablo incelendiğinde LOGGSYİH ve LOGFAİZ modelleri için sıfır hipotezi ret edilmektedir. Dolayısıyla bu iki modelde, LOGGSYİH ve LOGFAİZ arasındaki eş bütünleşme vektörünün, eş bütünleşme uzayında olduğu ortaya konulmaktadır. Diğer bir ifadeyle Tablo 7’de bulunan eş bütünleşme ilişkisinin tesadüfi olmadığını sonucuna ulaşılmaktadır.

$$\text{LOGGSYİH}_t = -0,396409 - 17,44708\text{LOGFAİZ}$$

$$t\text{-ist} \quad (0,27074) \quad (0,06586)$$

$$\text{LOGFAİZ}_t = -0,022721 - 0,057316\text{LOGGSYİH}$$

$$t\text{-ist} \quad (0,16833) \quad (0,04504)$$

GSYİH modelinde Faiz değişkeninin katsayısı (17.44708) istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu katsayı aynı zamanda esnekliği de gösterdiğinden Faiz oranında %1’lik artış olması GSYH’yi %1’den daha fazla azaltmaktadır. Faiz modelinde ise esneklik biraz daha düşüktür. Yani GSYH’de meydana gelen değişimin faiz üzerindeki etkisi oldukça düşük kalmak-

tadır. Fakat her iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu görülmektedir. Yani iki seri arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunmaktadır.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunun görülmesinin ardından kısa dönemli bir ilişkinin varlığı analiz edilebilir. Türkiye için GSYİH ve politika faizi değişkenleri arasındaki kısa dönemli ilişki hata düzeltme modeli yardımıyla test edilmiştir. Sonuçlar Tablo 8 yardımıyla gözlenebilir. GSYİH ve FAİZ modelleri için tahmin edilen uzun dönem ayarlanma katsayıları beklendiği gibi negatif ve %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu katsayılar serilerin durağan dışı olmasından kaynaklanan kısa dönem sapmaların bir sonraki dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir. Buna göre GSYİH denklemi için tahmin edilen katsayı -0,000352, FAİZ denkleminde ise, -0,497159 çıkmıştır. Yani, bir dönemde oluşan dengesizliğin GSYİH için yaklaşık %0,3 ‘ü FAİZ içinde %4’ü bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine ulaşması sağlanır. Bu durum bize hem GSYİH hem de FAİZ arasında kısa dönemde birbiri üzerinde etkili olduğu sonucuna götürmektedir.

Tablo 7. Eşbütünleşik katsayılar (Uzun dönem elastikiyetleri)

	LOGGSYİH	LOGFAİZ	SABİT TERİM
Normalleştirilmemiş Katsayılar	0.461014	8.043352	0,18275
		<b>GSYİH MODELİ</b>	
Normalleştirilmiş Katsayılar			
	1, 000000	17.44708	0.396409
Standart Hata		(2.89667)	(0.06187)
		<b>FAİZ MODELİ</b>	
Normalleştirilmiş katsayılar	0,057316	1, 000000	0.022721
Standart Hata	(0.01452)		(0.00142)

Not: Tüm değişkenler %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlıdır.



Tablo 8. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

	D(LOGGSYIH)	D(LOGFAIZ)		D(LOGFAIZ)	D(LOGGSYIH)
CointEq1	<b>-0,000352</b>	0.028800	CointEq1	<b>-0,497159</b>	0.006076
	(0.00180)	(0.00855)		(0.04764)	(0.03108)
	[-0.19547]	[ 3.36729]		[-3.36729]	[ 0.19547]
D(LOGGSYIH(-1))	-0,039475	0.459372	D(LOGFAIZ(-1))	-0,203276	-0,038937
	(0.13360)	(0.63464)		(0.12697)	(0.02673)
	[-0.29546]	[ 0.72383]		[-1.60101]	[-1.45673]
D(LOGFAIZ(-1))	-0,038937	-0,203276	D(LOGGSYIH(-1))	0.459372	-0,039475
	(0.02673)	(0.12697)		(0.63464)	(0.13360)
	[-1.45673]	[-1.60101]		[ 0.72383]	[-0.29546]
C	0.001149	-0,016669	C	-0,016669	0.001149
	(0.00462)	(0.02195)		(0.02195)	(0.00462)
	[ 0.24858]	[-0.75931]		[-0.75931]	[ 0.24858]

## SONUÇ

Bir ülkenin genel ekonomik görünümü, makroekonomik performans ile ölçülmektedir. Açık ülke ekonomileri, yurt içinde ve yurt dışında yaşanabilecek gelişmelerin etkisi altında kalmaktadır. Bu durum doğrudan makroekonomik performansa yansımaktadır. Ortaya çıkabilecek etkinin olumsuzluklarını minimuma indirmek için faiz oranları kullanılmaktadır. Bu durum döviz kurlarını değiştirmekte böylece döviz kurlarında meydana gelen aşağı yukarı hareketler, enflasyon, iktisadi büyüme, ödemeler dengesi, borç yapısı, bankacılık sektörü gibi makro değişkenleri etkileyebilmektedir. Bu durum, ekonomik küreselleşmenin hız kazandığı dünya ekonomileri açısından büyük önem arz etmektedir.

Çalışmada eş bütünleşme ve hata düzeltme denklemlerine göre hem kısa dönemde hem de uzun dönemde GSYİH ve faiz oranları arasında güçlü bir ilişkinin varlığı görülmektedir. Yalnız bu ilişkinin faiz oranları yoluyla GSYİH etkileme gücü daha yüksektir. Nitekim faizlerdeki artış ve azalışların ekonomik büyümeyi etkilediği sonucu iktisat teorisi ile de uyumludur. Şöyle ki teoride, para politikası değişikliği sonucu faiz oranları yoluyla milli gelir etkilenmektedir. Genişletici para politikası faiz oranlarını düşürerek yatırımların maliyetinin azalmasına yol açmaktadır. Bu durumun bireylerin yatırım ve harcama kararlarını olumlu yönde etkilemesi sonucu reel ekonomi canlanmaktadır. Ampirik analiz hem kısa hem de uzun dönemde para

politikası faiz oranları üzerinden yatırımları ve hasılayı etkilemektedir. Bu da Türkiye de uygulanan para politikasının ekonomik büyüme üzerinde etkili ve güçlü olduğunun kanıtıdır.

## Kaynakça

- ADEFESO, H ve MOBOLOJÍ, H ; (2010), " The Fiscal-Monetary Policy And Economic Growth In Nigeria: Further Empirical Evidence. *Pakistan Journal of Social Sciences* 7(2), 137-142.
- AĞIR , H; (2003) "İMKB'nin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Ekonometrik Analizi", Yüksek Lisans Tezi, K.S.Ü Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD., Kahramanmaraş
- DICKEY , D.A., FULLER, W.A; (1979)" Distribution of the estimators for autoregressive timeseries with a unit root". *Journal of American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.ss
- DÜZGÜ, R; (2010), "Türkiye Ekonomisi'nde Para ve Maliye Politikalarının Etkinliği Effectiveness of Monetary and Fiscal Policies in Turkish Economy *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*The Journal of International Social Research Volume 3 / 11 Spring 2010
- FASANYA I. O. and ONAKOYA , A.B. O; (2013), "Does monetary policy influence economic growth in Nigeria?" *Asian Economic and Financial Review*, 2013, 3(5):635-646 )
- JAVED, Z. H. and ŞAHİNÖZ, A; (2005), "To Visualize Relationship Between Economic Growth, Government Spending and Money Supply: Evidence from Turkey", *Journal of Applied Sciences* 5(3), 569-574.
- JOHANSEN , S., ve JUSELIUS , K; (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, S. 52, ss. 169-210.
- JOHANSEN , S ; (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of*

*Economic Dynamics and Control*, S. 2, ss. 231-254.

KADILAR, C (1996), "Johansen Esbütünleşme Analizi", *Hazine Dergisi*, Sayı 3,

KHABO, V, HARMSE, C ; (2005), "The Impact of Monetary Policy on The Economic Growth of A smal and Open Economy:The Case of South Africa SAJEMS s, 8 No:3

Makhetha-Kosi Palesa (2014) *Impact of Monetary Policy on Economic Growth: A Case Study of South Africa* Chipote Precious Makhetha-Kosi Palesa. *Mediterranean Journal of Social Sciences* MCSER Publishing, Rome-Italy Vol 5 No 15 July 2014

OKTAR, S, DALYANCI, L; (2012), "Türkiye Ekonomisinde Para Politikasının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi" *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi* Sayı: 1, Cilt, XXXII

PEKER vd ;(2011), "Türkiye'de Döviz Kurunun Belirleyicileri: Eş Bütünleşme Yaklaşımı" 9th International Conference 9. Bilgi Ekonomi ve Yönetim Kongresi Bildiriler \_Jun 23-25, 2011 Sarajevo-Bosnia & Herzegovina / 23-25 Haziran 2011, Saraybosna-Bosna Hersek 2991

TARI, R; (2006), *Ekonometri*, 4. Baskı, Avcı Ofset, İstanbul

TEHSEEN, S, FAISAL J, QADRI, S; (2011), " Monetary-Fiscal-Trade Policy and Economic Growth in Pakistan:Time Series Empirical Investigation *International Journal of Economics and Financial Issues* Vol. 1, No. 3: 2146-4138

SULAIMAN, L.A.; (2014), " Public and Municipal Finance, Volume 3, Issue 2, 2014 35 (South Africa), Migiro, S.O. (South Africa) *The nexus between monetary policy and economic growth in Nigeria: a causality test*

PRECIOUS, C, PALESA, M ; (2014), "Impact of Monetary Policy on Economic Growth: A Case Study of South Africa" *Mediterranean Journal of Social Sciences* MCSER Publishing, Rome-Italy Vol 5 No 15 July 2014

PEKER, O ; (2007) , "Para Politikası Etkilerinin Ölçümü: Türkiye Örneği" *Yönetim ve Ekonomi*, Cilt:14, Sayı :1, s.181.

TABAN, S; (2010), "An Examination of the Government Spending and Economic Growth Nexus for Turkey Using the Bound Test Approach". *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 48, pp. 184-193.

YÜCEL, F; (2009)," Causal Relationships between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: The Case of Turkey". *Journal of Social Sciences* 5(1), 33-42.

ALİ, S, IRUM S and ALİ, A; (2008)," Whether Fiscal Stance Or Monetary Policy Is Effective For Economic Growth In Case Of South Asian Countries" *The Pakistan Development Review* 47(4), pp. 791-799

SAKYI, D ; (2011)," Trade Openness, Foreign Aid and Economic Growth In Post-Liberalization Ghana: An Application Of ARDL Bounds Test". *Journal of Economics and International Finance* Vol. 3(3), 146-156

<http://www.cenbank.org/Out/EduSeries/Series11.pdf/OUT/EduSeries/Series11.pdf>

How Does Monetary Policy Affect Economic Growth? <http://www.cbn.gov.ng/Out/EduSeries/Series11.pdf> Erişim Tarihi 15/11/2015

### Ek 1. OPTİMAL GECİKME UZUNLUĞUNUZ BELİRLENMESİ

Endogenous variables: LOGGSYIH1 LOGFAIZ1

Exogenous variables: C

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-64.86441	NA	0.027702	2.089513	2.156978*	2.116091
<b>1</b>	<b>-57.18040</b>	<b>14.64764*</b>	<b>0.024693*</b>	<b>1.974388*</b>	<b>2.176783</b>	<b>2.054121*</b>
2	-56.87165	0.569253	0.027726	2.089739	2.427065	2.222629
3	-53.15024	6.628767	0.028000	2.098445	2.570701	2.284490
4	-49.99617	5.421057	0.028807	2.124880	2.732066	2.364082
5	-49.26161	1.216612	0.032003	2.226925	2.969042	2.519282
6	-48.57162	1.099672	0.035653	2.330363	3.207410	2.675876

**Ek 2. LOGFAIZ Serisinin ADF Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Test İstatistiği	Düzeyler cinsinden	-0.956367	%1	-3.552666	Prob 0.7626
			%5	-2.914517	
			%10	-2.595033	
	Birinci farklar cinsinden	-6.365232	%1	-3,53159	0.0000
			%5	-2,90552	
			%10	-2,59026	

**LOGGSYİH Serisinin ADF Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Test İstatistiği	Düzeyler cinsinden	-4.189568	%1	-3.588509	Prob 0.0119
			%5	-2.929734	
			%10	-2.603064	
	Birinci farklar cinsinden	-8,26504	%1	-3,52852	0.0000
			%5	-2,9042	
			%10	-2,58956	

*Seri düzeyler ve birinci farklar cinsinden durağanlık şartını sağlamış ve durağan hale gelmiştir.*