

## TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASI ARAÇLARININ İSTİHDAM DÜZEYİ ÜZERİNE ETKİSİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI



### THE IMPACT OF MONETARY POLICY INSTRUMENTS ON EMPLOYMENT LEVEL IN TURKEY: ARDL BOUNDS TESTING APPROACH



Mehmet KARA\*

Gizem BAŞ\*\*

#### Öz

*Bu araştırmada, para politikası araçları ile istihdam düzeyi arasındaki ilişki 2011:01-2019:01 dönemi verilerinden yararlanılarak Türkiye ekonomisi için belirlenmeye çalışılmıştır. Tahmin yöntemi olarak, ARDL modeli kapsamında UECM ve sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. ARDL analiz yöntemi kapsamında ilk olarak sınır testi uygulanmış değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca hem kısa hem de uzun dönemde, Geç Likidite Penceresi (GLP) Faiz Oranı ve para arzı(M3) ile istihdam düzeyi arasında istatistiksel ve ekonomik olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür.*

**Anahtar Kelimeler:** ARDL Analizi, İstihdam, Para Politikası Araçları, Türkiye.

#### Abstract

*In this research paper, the association between monetary policy instruments and employment level is analyzed for Turkey in the period of 2011:01-2019:01 by applying monthly dataset. In the scope of ARDL model, unrestricted error correction model and bounds testing approach is used as analysis method. Firstly, bounds test is used and the long-run relationship between the variables is determined. In addition, both in the short and long term, there was a statistically and economically significant relationship between the Late Liquidity Window (GLP) Interest Rate and money supply (M3) and employment level.*

**Keywords:** ARDL Analysis, Employment, Monetary Policy Instruments, Turkey.

\* ORCID Prof. Dr., Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisat Bölümü, mehmetkara@mku.edu.tr

\*\* ORCID Arş. Gör., Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisat Bölümü, gizemercelik@mku.edu.tr

## EXTENDED ABSTRACT

### Introduction and Research Questions & Purpose

Excessive monetary policies have been started to be implemented after 2008 global financial crisis by the major central banks in order to be able to overcome the crisis. Hence, the stability targets and macroeconomic indicators of developing countries are affected in a negative way. This new development occurring in the global financial system caused that alternative monetary policies are designed in developing countries' central banks. In this context, the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) has developed a new monetary policy strategy since April 2010. The primary tools applied in the new policy framework can be summarized as follows: interest rate corridor approach as an innovative policy tool, a weekly repo rate and reserve requirements.

The main objective of this research paper is to investigate the association between monetary policy tools and employment level in Turkey for 2011:01-2019:01 period with monthly data by applying ARDL Boundary Test Approach. In the study, 1-week REPO Interest Rate, Late Liquidity Window Interest Rate, M3 Money Supply, Overnight Interest Rate (O/N) are employed as independent variables.

### Methodology

In the analysis of the study, the time period includes the period between January 2011 and January 2019 and Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test is used to determine the order of stationary of the variables. Also, the relationship between the variables is examined by using ARDL analysis method. In the scope of ARDL analysis, firstly, bound test is applied. In the bound test, the first lag of the dependent and independent variables is tested with the F test. Then, the calculated F statistical value is compared with the critical values. If the F value is smaller than the lower critical value, the null hypothesis cannot be rejected; it is determined that there is no cointegration. On the other hand, if the F value takes a greater value than the upper critical value, the null hypothesis is rejected. It is concluded that the variables are cointegrated. However, if the F value is between the lower and upper critical values, it means that the F value is in the uncertain region. Thus, no interpretation can be made about whether there is a cointegration relationship. In this case, it is necessary to apply the other cointegration tests to examine the relationship between the series of variables.

### Results and Conclusions:

In the study, on the basis of the unit root test results, it is found that all the variables have unit root and they become stationary when their first differences are taken. Furthermore, cointegration relationship is determined between the variables. Both long and the short-term analysis results indicated that there is a statistically significant and economical relationship between the level of employment and late liquidity window interest rate and M3 money supply. An increase in the late liquidity window interest rate has a negative impact on the level of employment. M3 money supply, on the contrary, affects positively the level of employment as expected. In addition, Error Correction Term coefficient is detected as -0.282. Therefore, it is found that in the short term 28% of the deviations come back to the equilibrium level in the next period. Also, CUSUM graphs represents that the estimated long-term coefficients of the variables are stable.

## 1. GİRİŞ

2008 küresel kriziyle birlikte, küresel konjonktürde, finansal piyasalarda önemli ağırlığı bulunan FED, ECB ve BOJ gibi büyük merkez bankaları tarafından hem miktarsal hem de niteliksel olarak genişletici para politikaları uygulanarak krizin atlatılması amaçlanmıştır. FED için bu genişletici para politikası uygulaması yatırım bankası Lehman Brothers'ın Ağustos 2007'deki krizi ile başlamıştır (Gertler ve Karadi, 2011: 17). Söz konusu politika uygulamaları, gelişen ülke ekonomilerinin fiyat ve finansal istikrar hedeflemelerini ve cari denge, büyüme, istihdam gibi makroekonomik göstergelerini olumsuz etkilemiş; ekonomilerini daha da kırılgan hale getirmiştir (TCMB, 2013: 17). Küresel finansal yapıda önemli boyutlarda değişikliklere yol açan bu yeni durum, özellikle Türkiye gibi finans sektörünün ekonomide oldukça büyük payının olduğu gelişmekte olan ülkelerde, merkez bankalarının mevcut politikanın terk edilmesine, farklı bir para politikası çerçevesi geliştirmelerine neden olmuştur. Bu çerçevede, Türkiye'de para politikasını yürüten kurum olan merkez bankası da, 2010 yılından itibaren farklı bir para politikası çerçevesi geliştirmiştir. Bu yeni politika çerçevesinde yer alan araçlar, yenilikçi faiz koridoru yaklaşımı, haftalık repo faizi, zorunlu karşılıklar ve etkin bir likidite yönetimidir (Kara, 2012: 6).

TCMB tarafından yürütülen para politikasıyla, temel amaç olan fiyat istikrarının yanı sıra, finansal istikrar (2008 küresel krizden sonra fiyat istikrarını destekleyici amaç olarak belirlenmiştir), tam istihdam ve arzulanır bir ekonomik büyüme de ulaşılmak istenen makroekonomik amaçlar arasında yer almaktadır.

Bu çalışmada, Türkiye'de, 2011 yılının Ocak ayından 2019 yılının Ocak ayını kapsayan dönemde, para politikası araçları ile istihdam düzeyi ilişkisinin aylık veriler kullanılarak ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ile analiz edilmesi amaçlanmıştır. Araştırmada, bağımsız değişkenler olarak, Haftalık REPO Faiz Oranı, Geç Likidite Penceresi (GLP) Faiz Oranı, M3 Para Arzı ve Gecelik Faiz Oranı (O/N) kullanılmıştır.

Para politikası araçları, istihdam düzeyini farklı açılardan etkileyebilmektedir. Merkez Bankasının faiz oranını yükselterek (niteliksel daraltıcı para politikası) ya da para arzını kısarak (niceliksel sıkı para politikası) daraltıcı bir para politikası izlediğinde, orta ve uzun vadeli piyasa faizlerini yükselmekte, tüketim harcamaları azaltmaktadır. Yine, karar birimleri, Merkez Bankalarının sıkı para politikaları izlemesi üzerine yatırımlarını azaltabilmektedir. Özetlemek gerekirse, faiz oranları ile toplam talep, üretim ve dolayısıyla istihdam düzeyi arasında ters yönlü bir bağlantı olduğu düşünülmektedir.

Hızlı ekonomik büyüme ve yüksek istihdam düzeyi hedefi, pek çok gelişmiş ve gelişmekte olan ülkenin en önemli makroekonomik amaçlarından birisi olmuştur. Söz konusu temel makro ekonomik amaçlara ulaşmak için ülkelerin geleneksel olarak uyguladığı politikalar ise maliye politikası ile birlikte para politikası olmuştur. Bu bağlamda çalışmada, ülkelerin en önemli makro ekonomik amaçlarından birisi olan istihdam düzeyi ile geleneksel politika araçlarından birisi olan para politikası ilişkisi incelenecektir.

## 2. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Çalışmada yer alan analizde 2011:01-2019:01 dönemi ele alınmıştır. Analizde yer alan değişkenler ve açıklamaları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

**Tablo 1:** Araştırmada Kullanılan Parametreler ve Kodları

Kod	Açıklaması
İSTİHDAM	İstihdam Oranı
REPO	Haftalık REPO Faiz Oranı
GLP	Geç Likidite Penceresi Faiz Oranı
M3	M3 Para Arzı (Bin TL)
O/N	Gecelik Faiz Oranı (Alma)

Türkiye’de para politikasını yürüten kurum olan merkez bankası, 2010 yılından itibaren farklı bir para politikası çerçevesi geliştirmiştir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2008 Küresel kriz öncesinde, fiyat istikrarını sağlama hedefini büyük ölçüde “politika faizi” aracını kullanarak yürütebilirken, kriz ile birlikte finansal istikrarı sağlama hedefini de gerçekleştirebilmesi için artık yeni bir para politika çerçevesi yürütmek durumunda kalmıştır. Bu yeni para politikası çerçevesinde yer alan araçlar, yenilikçi faiz koridoru yaklaşımı, haftalık repo faizi, zorunlu karşılıklar ve etkin bir likidite yönetimidir (Kara, 2012: 6).

Çalışmanın modeli, TCMB’nın 2010 sonrasında kullandığı bu yeni para politikası araçları kullanılarak oluşturulmuştur. Araştırmanın temel matematiksel modeli aşağıdaki gibidir;

$$İSTİHDAM_t = \alpha_1 + \alpha_2 REPO_t + \alpha_3 GLP_t + \alpha_4 M3_t + \alpha_5 O/N_t + \mu_t \quad (1)$$

Bu çalışmada, para politikası araçları ile istihdam düzeyi arasındaki eş bütünleşme ilişkisini varlığının tespit edilebilmesi için ARDL eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Literatürde sık kullanılan Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) eş bütünleşme testleri, değişkenler seviye düzeylerinde durağan olmamakla birlikte, değişkenlerin birinci farkları alındığında durağanlaşmaları halinde kullanılabilir. ARDL analiz yönteminin, yukarıda sözünü ettiğimiz Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testleri ile karşılaştırıldığında, birçok üstünlükleri bulunmaktadır. En önemli üstünlüğü, değişkenler farklı seviyelerde durağan hale gelseler bile, eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmektedir. Yani, testin uygulanması için değişkenlerin seviyede ya da birinci farkta durağanlaşması, değişkenler arasındaki eş bütünleşmenin tespit edilebilmesi için sorun oluşturmamaktadır. Bir diğer avantajı ise, analiz kapsamında Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli (UECM) elde edildiği için, diğer eş bütünleşme testlerine göre daha güvenilir sonuçlar vermesidir. Bu bağlamda, Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli, değişkenler arasındaki ilişkinin kısa ve uzun dönem için analiz edilmesine olanak sağlamaktadır. Ayrıca, bu yöntem gözlem sayısı düşük olduğunda dahi istikrarlı ve sağlıklı sonuçlar vermektedir (Narayan ve Narayan, 2004).

ARDL analizi kapsamında, öncelikle, değişkenler eş bütünleşik olup olmadığının belirlenebilmesi için sınır testi uygulanmaktadır. Bu test en küçük kareler yöntemini esas almaktadır.

Aşağıda sınır testi yaklaşımına ait eşitlik yer almaktadır;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \alpha_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_2 \Delta X_{t-i} + \alpha_3 Y_{t-1} + \alpha_4 X_{t-1} \quad (2)$$

$\alpha_0$  katsayısı sabit terimi ifade ederken,  $\alpha_3$  ve  $\alpha_4$  uzun dönem katsayıları göstermektedir. Modelde yer alan  $\Delta$  simgesi değişkenlerin birinci farklarını temsilen kullanılmaktadır. Bütün bunlara ek olarak, kısa dönemli ilişkiler ise  $\alpha_1$  ve  $\alpha_2$  katsayıları aracılığıyla ifade edilmektedir.

Sınır testi yaklaşımında, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin ilk gecikmesi F testi ile test edilmektedir. F testinin boş hipotezi, analizde ele alınan değişkenler arasında eş bütünleşme olmadığı şeklindedir. Alternatif hipotez ise, aralarında eş bütünleşme ilişkisi vardır şeklinde kurulmaktadır. Hesaplanan F istatistik sonucu, Pesaran vd., (2001)' in çalışmasında belirtilen kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Şayet F istatistik sonucu, alt kritik değerden daha küçük ise, boş hipotezi reddedilememektedir; eş bütünleşme olmadığı tespit edilmektedir. Diğer taraftan, F istatistik sonucu üst kritik değer üzerindeyse, boş hipotezi reddedilmektedir. Yani, değişkenlerin eş bütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak, F istatistik sonucu, alt ve üst kritik değerler arasında yer alırsa, yani F değerinin belirsiz bölgeye düşerse, eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığı hakkında yorum yapılamamaktadır (Akel ve Gazel, 2014: 31). Bu durumda, değişkenlere ait seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizinde diğer eş bütünleşme testlerine bakılması gerekmektedir.

Elde edilen sınır testi sonuçlarına göre, serilere ait değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi olduğu belirlenmesi durumunda, hem uzun hem kısa dönemli ilişkileri analiz etmek için ARDL modeli kurulmaktadır. Model için en uygun gecikme uzunluğu ise Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) ve Akaike (AIC) vb. bilgi kriterleri esas alınarak belirlenmektedir. Bilgi kriterleri arasında en düşük değeri gösteren gecikme uzunluğu, model için en uygun gecikme uzunluğu olmaktadır. Ancak, otokorelasyon problemi ortaya çıkarsa, ikinci en küçük değer kullanılmaktadır. Otokorelasyon sorunu çözülene kadar bu işlem tekrarlanmaktadır. Son olarak, modelde yer alan değişkenlerin istikrarlı olup olmadığını anlamak için CUSUM ve CUSUMSQ testleri yapılmaktadır.

### 3. AMPİRİK BULGULAR

Bu bölümde çalışmaya ait ampirik bulgulara yer verilmiş olup, ele alınan değişkenler arasındaki ilişki ekonometrik olarak incelenmiştir.

#### 3.1. Durağanlık Analizi

Zaman serisini konu edinen çalışmalarda durağanlık oldukça önemlidir. Zaman serileri ile ilgili ekonometrik çalışmalarda önemli bir referans oluşturan Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileri ile çalışıldığında sahte regresyon (spurious regression) sorunu yaşanabileceğini belirtmişler ve elde edilen sonuçların gerçek ilişkiyi göstermeyeceğini ortaya koymuşlardır (Gujarati, 1999: 726).

Çalışmada, değişkenlerin durağanlık mertebeleri ADF birim kök testi (Dickey ve Fuller, 1981) uygulanarak belirlenmiştir. Tüm değişkenlerin seviyede durağanlaşmadığı ancak birinci farkları alındığında durağanlaştığı görülmüştür.

**Tablo 2:** Durağanlık Analizi Sonuçları

Çalışmada Ele Alınan Değişkenler	Düzyey	1.Fark	Karar
LNİSTİHDAM	-1.299 (0.626) [c]	-3.667 (0.006) [c]	I(1)
LNREPO	-1.435(0.844) [c+t]	-9.628 (0.000) [c]	I(1)
LNGLP	0.302 (0.977) [c]	-8.137 (0.000) [c]	I(1)
LN M3	3.137 (0.103) [c+t]	-10.002 (0.000) [c]	I(1)
LNO/N	-0.716 (0.836) [c]	-6.912 (0.000) [c]	I(1)

### 3.2. Sınır Testi

Çalışmada, ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otopregresif Model) analizi kapsamında ilk olarak sınır testi uygulanmıştır.

Aşağıda (3) nolu denklemde Kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (UECM) gösterilmiştir;

$$\Delta İSTİHDAM_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta İSTİHDAM_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta REPO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta GLP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta M3_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6i} \Delta O/N_{t-i} + \alpha_7 İSTİHDAM_{t-1} + \alpha_8 REPO_{t-1} + \alpha_9 GLP_{t-1} + \alpha_{10} M3_{t-1} + \alpha_{11} O/N_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

Kısıtlanmamış hata düzeltme modelindeki t trendi, m gecikme sayısını göstermektedir. Ayrıca,  $\alpha$ ,  $\Delta$ ,  $\mu$  sembolleri sırası ile sabit terim, farkı ve hata terimini temsil etmektedir. Analizde modele ait gecikme uzunluğunda Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criteria-SIC) esas alınmış; uygun gecikme uzunluğu model tarafından otomatik olarak belirlenmiştir.

**Tablo 3:** Sınır Testi Sonuçları

k	F İstatistik Sonucu	%5 Kritik Değerler	
		Alt Kritik Değer	Üst Kritik Değer
4	12.45678	2.86	4.01

Yukarıdaki tabloda gösterilen sınır testi sonuçlarına göre F istatistik sonucu, üst kritik değerden daha yüksek bir değer aldığı için değişkenlerin eş bütünleşik olduğu tespit edilmiştir.

### 3.3. ARDL Modeli

Çalışmada kullanılan ARDL modeli 4 no'lu denklemdeki gibidir;

$$İSTİHDAM_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} İSTİHDAM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} REPO_{t-i} + \sum_{i=0}^l \alpha_{4i} GLP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} M3_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{6i} O/N_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Aşağıdaki tabloda ARDL modeline ait tahmin sonuçları ile modelin diagnostik testleri gösterilmiştir.

**Tablo 4:** ARDL (2,0,0,0,0) Modelinin Analiz Değerleri

Çalışmada Ele Alınan Değişkenler	Katsayı	t istatistik	p değeri
LNİSTİHDAM(-1)	1.551	25.857	0.000
LNİSTİHDAM(-2)	-0.834	-14.023	0.000
LNREPO	0.003	0.702	0.484
LNGLP	-0.014	-2.322	0.022
LNМ3	0.023	4.669	0.000
LNO/N	0.001	1.615	0.109
C	0.619	6.161	0.000

Diagnostik Test Değerleri	
$R^2$	0.970
Uyarlanmış $R^2$	0.968
$X^2 BG$	1.647 [0.173]
$X^2 RAMSEY$	0.044 [0.832]
$X^2 NORM$	1.689 [0.429]

$X^2 BG$ ,  $X^2 RAMSEY$  ve  $X^2 NORM$ ; sırasıyla otokorelasyon, modelin uygunluğu ve normal dağılıma ait testleri ifade etmektedir.

Tahmin edilen diagnostik test sonuçlarına göre, değişkenlere ait serilerde otokorelasyon ve model kurma hatasının bulunmadığı ve serilerin normal dağılıma sahip olduğu gözlemlenmiştir.

### 3.3.1. Uzun Dönemli İlişki

ARDL(2,0,0,0,0) modeline ait değişkenlerin uzun dönem tahmin değerleri Tablo 5'teki gibidir.

**Tablo 5:** ARDL (2,0,0,0,0) Modeli Uzun Dönem Tahmin Değerleri

Çalışmada Ele Alınan Değişkenler	Katsayı	t istatistik	p Değeri
LNREPO	0.012	0.698	0.486
LNGLP	-0.052	-2.303	0.023
LNМ3	0.082	6.235	0.000
LNO/N	0.003	1.629	0.106
C	2.190	7.715	0.000

Elde edilen analiz bulguları incelendiğinde, istihdam düzeyi ile GLP faizi ve M3 para arzı arasında istatistiki ve ekonomik olarak anlamlı bir bağlantı olduğu belirlenmiştir.

Bu durumda, analiz sonuçlarına göre, uzun dönemde, GLP faizindeki artışın istihdam düzeyini olumsuz etkilediği; M3 para arzındaki artış ise beklenildiği gibi istihdam düzeyini pozitif olarak etkilediği görülmektedir.

### 3.3.2. Kısa Dönemli İlişki

Çalışmada, kullanılan değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi analiz eden Hata Düzeltme Modeli denklem 5'deki gibidir;

$$\Delta \dot{I}STİHDAM_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \alpha_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i} \Delta \dot{I}STİHDAM_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta REPO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta GLP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6i} \Delta M3_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{7i} \Delta O/N_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

Modelde yer alan değişkenlerden  $EC_{t-1}$  hata düzeltme terimi katsayı anlamına gelmektedir. Bu katsayı, uzun dönem ilişkiden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değerini göstermektedir. Bu değişkenin katsayısı aynı zamanda, kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların ne kadarının bir sonraki dönemde dengeye geleceğini göstermektedir.

Çalışmada kullanılan bağımlı değişken olan istihdam düzeyi ile bağımsız değişkenlerden para politikası araçları arasındaki kısa dönemli ilişkiyi araştıran test neticeleri tablo 6'da verilmiştir.

**Tablo 6:** ARDL (2,0,0,0,0) Modeli Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Çalışmada Ele Alınan Değişkenler	Katsayı	t istatistik	p Değeri
D(LNİSTİHDAM(-1))	0.834	14.023	0.000
D(LNREPO)	0.003	0.702	0.484
D(LNGLP)	-0.014	-2.322	0.022
D(LNM3)	0.023	4.669	0.000
D(LNO/N)	0.001	1.615	0.109
ECT(-1)	-0.282	-8.284	0.000

Analiz sonuçları değerlendirildiğinde, kısa dönemde de, istihdam düzeyi ile GLP faizi ve M3 para arzı arasında istatistiki ve ekonomik olarak anlamlı bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Bu durumda, analiz sonuçlarına göre, kısa dönemde, GLP faizindeki artışın istihdamı olumsuz etkilediği görülmektedir. M3 para arzındaki artış ise beklenildiği gibi istihdam düzeyini pozitif olarak etkilemektedir.

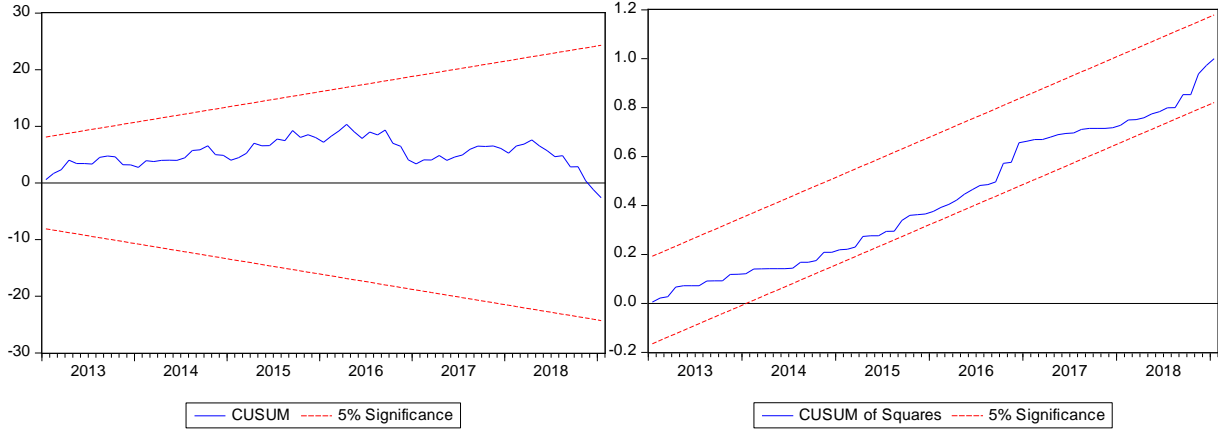
Ayrıca, hata düzeltme terimi katsayısının -0.282 olduğu gözlemlenmiştir. ECT(-1) katsayısı negatif işaretli olmakla birlikte %5 düzeyinde anlamlıdır. Dolayısıyla kısa dönemde dengede meydana gelen bir sapmanın, % 28,20'si bir sonraki dönemde dengeye ulaşmaktadır.



### 3.3.3. CUSUM Test Sonuçları

ARDL analizi kapsamında, elde edilen ARDL modeli tahmin sonuçlarının istikrarlılığının araştırılmasında CUSUM ve CUSUM of Squares (Brown vd., 1975: 149-155) şekilleri kullanılmış ve Grafik 1’de verilmiştir.

Şekil 1: Cusum ve CusumSQ Grafikleri



CUSUM şekilleri, %5 anlamlılık sınırları içerisinde yer aldığı için, ARDL analizinde elde edilen katsayıların istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

## 4. SONUÇ

2007/2008 küresel ekonomik kriz sonrasında, gelişen ülkelerin finansal piyasalarında meydana gelen dalgalanmalar, birçok gelişen ülke merkez bankasının yaptığı gibi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının da yeni bir yol haritasını belirlemesine neden olmuş ve para politikasında alternatif yöntemler geliştirmiştir. Yeni para politikasıyla birlikte, faiz koridoru uygulamaya konulmuş ve birden çok faiz oranı kullanılmaya başlanmıştır. Yine, makro ekonomik risklerin azalması hedeflenerek etkin bir likidite yönetimi uygulanmıştır (TCMB, 2011:3; Başçı ve Kara 2011: 1).

Bu çalışmada, 2011:01-2019:01 dönemi ele alınmış; para politikası araçlarının istihdam düzeyi üzerine etkisi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından 2008 küresel kriz sonrasında geliştirilen yeni para politikası stratejisi çerçevesinde analiz edilmiştir. ARDL analizi kapsamında uygulanan sınır testi sonuçları, değişkenlerin eş bütünleşik olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca, kısa ve uzun dönemde, Geç Likidite Penceresi (GLP) Faiz Oranı ve para arzı (M3) ile istihdam düzeyi arasında istatistiki ve iktisadi olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür. Yani, kısa dönemde olduğu gibi uzun dönemde de, para politikası araçlarından Geç Likidite Penceresi (GLP) Faiz Oranı azaldıkça ve para arzı (M3) arttıkça istihdam düzeyi artmaktadır. Diğer taraftan sıkı para politikası durumunda da istihdam düzeyinin azaldığı görülmektedir. Dolayısıyla Türkiye’de incelenen dönemde, TCMB’nın temel amacı olan fiyat istikrarını sağlamak için uyguladığı niteliksel ve niceliksel daraltıcı para politikası araçlarının, ekonomik büyüme üzerinden istihdamı da beklenildiği gibi olumsuz etkilediği anlaşılmaktadır.

## KAYNAKÇA

- Akel, V. & Gazel, S. (2014). Döviz Kurları ile BIST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir Ardl Sınır Testi Yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44: 23-41.
- Başçı, E. & Kara, H. (2011). Finansal İstikrar ve Para Politikası. *TCMB Çalışma Tebliği*, 11(08).
- Brown, R.L. Durbin, J. & Evans, J.M. (1975). Techniques for Testing the Consistency of Regression Relations Over Time. *Journal of Royal Statistical Society*, 37: 149-192.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica Journal of the Econometric Society*, 49(4): 1057-1072.
- Engle, Robert F. & Clive W.J. Granger; (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251-76.
- Gertler, M. & Karadi, P. (2011). A model of Unconventional Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 58: 17-34.
- Granger, C.W.J. & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2):111-120.
- Gujarati, D.N (1999). *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G.Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12(2-3), ss. 231-254.
- Kara, H. (2012). Küresel Kriz Sonrası Para Politikası, TCMB Çalışma Tebliği, 12(17).
- Narayan S. & Narayan P.K. (2004). Determinants of Demand of Fiji's Exports: An empirical Investigation. *The Developing Economics*, 17(1): 95-112.
- Pesaran M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- TCMB. (2011). 2012 Yılı Para ve Kur Politikası, TCMB Yayınları, Ankara.
- TCMB. (2013). Parasal Aktarım Mekanizması. Ankara.