

REZERV OPSİYON MEKANİZMASININ DÖVİZ KURU ÜZERİNDEKİ ETKİSİ***

THE EFFECT OF RESERVE OPTION MECHANISM ON THE EXCHANGE RATE

Mustafa Eser KURUM*
Suat OKTAR**

Özet

2007 yılında başlayıp birçok ülke ekonomisini etkisi altına alan küresel kriz döneminde merkez bankaları, kısa vadeli faiz oranlarının yetersiz kalması nedeniyle diğer para politikalarına yönelmeye başlamıştır. Gelişmiş ülkeler tarafından uygulanan bu para politikaları küresel sermayenin gelişmekte olan ülkelere doğru yönelmesine sebep olmuştur. Türkiye ekonomisi de küresel sermaye hareketlerindeki bu kaymanın yaşandığı ekonomilerden biridir. TCMB finansal istikrar üzerindeki olumsuz etkilerini bertaraf etmek için rezerv opsiyon mekanizması politikasını geliştirmiştir. Bu çalışmada 2011:09–2018:12 arası dönemdeki aylık veriler kullanılarak Türkiye’de uygulanan rezerv opsiyon mekanizmasının döviz kuru üzerindeki etkileri incelenmiştir. Engle-Granger Eşbütünlüme ve Toda-Yamamoto Nedensellik analizleri kullanılarak yapılan bu çalışmanın sonucunda rezerv opsiyon mekanizmasının döviz kuru üzerinde önemli etkilerinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Rezerv Opsiyon Mekanizması, Dolar Kuru, Engle-Granger Eşbütünlüme Analizi, Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

JEL Sınıflandırması: E52, E58, F31

Abstract

In the period of the global crisis that started in 2007 and affected many countries' economy, central banks started to focus on other monetary policies due to insufficient short-term interest rates. These monetary policies implemented by developed countries led global capital to move towards developing countries. Turkey's economy is one of the economies that are experiencing this shift in the global capital movements. CBRT has developed a reserve option mechanism policy to eliminate the adverse effects on financial stability. In this study, using monthly data from the 2011:09-2018:12 period, impact on the

* Dr., Yeni Yüzyıl Üniversitesi, mustafaeser.kurum@yeniyuzuil.edu.tr, Orcid Id:0000-0002-5179-6876

** Prof.Dr., Marmara Üniversitesi, soktar@marmara.edu.tr, Orcid Id:0000-0002-6173-9090

*** Bu çalışma Mustafa Eser Kurum'un "Geleneksel Olmayan Para Politikaları ve Makroekonomik İstikrar İlişkisi: Türkiye Örneği" başlıklı doktora tezinden türetilmiştir.

exchange rate of the reserve option mechanism implemented in Turkey were examined. As a result of the study conducted using Engle-Granger Cointegration and Toda-Yamamoto Causality analysis, it was concluded that the reserve option mechanism had significant effects on exchange rate.

Keywords: Reserve Option Mechanism, Exchange Rate, Engle-Granger Cointegration Analysis, Toda-Yamamoto Causality Analysis

JEL Classifications: E52, E58, F31

I. Giriş

Küresel kriz sonrasında gelişmiş ülkeler tarafından uygulanan parasal genişleme politikaları sonucunda ortaya çıkan küresel likidite artışı, sermaye akışını geliştirmekte olan ülkelere doğru yönelmiştir. Ortaya çıkan bu küresel likidite artışı finansal riskleri de beraberinde getirmektedir. TCMB'de bu risklere karşı finansal istikrara yönelik olarak rezerv opsiyon mekanizması adında bankalar için alternatif olan bir para politikası geliştirmiştir.

Çalışmanın amacı TCMB tarafından geliştirilen rezerv opsiyon mekanizması politikasının döviz kuru üzerindeki etkisini incelemektir. Bu kapsamda ilk olarak rezerv opsiyon mekanizmasının tanımı, işleyişi ve bu mekanizma ile ilgili bazı kavramlar açıklanacaktır. Ayrıca bu politikanın uygulanmaya başladığı yıl olan 2011'den günümüze Türkiye'deki rezerv opsiyon mekanizması uygulamalarına değinilecektir. Sonrasında ise rezerv opsiyon mekanizmasının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini inceleyen literatürdeki çalışmalar ve bu çalışmaların bulgularına yer verilecektir. Son aşamada ise kullanılan analiz yöntemine dair teorik bilgiler, çalışmada kullanılan veriler ve ampirik bulgular ortaya koyulacaktır.

2. ROM Tanımı ve İşleyişi

Rezerv Opsiyon Mekanizması (ROM), 2008 sonrası dönemde aşırı sermaye akımları ile bağlantılı riskleri kontrol etmek amacıyla TCMB tarafından geliştirilen bir mekanizmadır¹. ROM, ticari bankaların zorunlu rezervlerini yabancı para ve altın cinsinden tesis edebilmesine olanak sağlayan bir para politikası aracıdır².

Rezerv Opsiyon Mekanizması (ROM), Rezerv Opsiyon Katsayısı (ROK) ve Rezerv Opsiyon Oranı (ROO) birbirinden farklı kavramlardır. ROM; bankaların ve diğer finansal kurumların TL cinsinden zorunlu karşılıklarının belirli bir yüzdesini döviz veya altın cinsinden tesis etmelerine olanak sağlayan bir para politikası aracıdır. ROK; 1 TL zorunlu karşılık başına tesis edilebilecek döviz veya altın karşılığını belirleyen bir katsayıdır. ROO; ise bankaların TL zorunlu karşılıklarının yüzde kaçını döviz veya altın cinsinden tesis edebileceğini gösteren bir orandır³.

1 Şahin, A. ve diğerleri (2015). Effectiveness Of The Reserve Option Mechanism As A Macroeconomic Prudential Tool: Evidence From Turkey, *Applied Economics*, 47(56):6075.

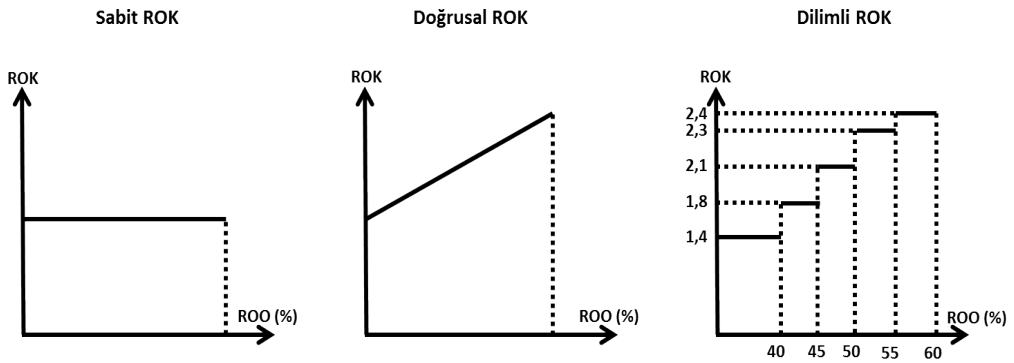
2 IMF(2013). Country Report, No:13/364, Washington, Aralık, s.13.

3 TCMB, <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Banka+Hakinda/Egitim-Akademik/Terimler+Sozlugu/> (Erişim Tarihi: 28.12.2018)

ROM'nın işleyişi şu şekildedir. Bankaların TL yükümlülükleri için tesis etmesi gereken zorunlu rezerv tutarının 100 TL olduğunu, yabancı para için ROO'nun %90 ve ROK'nun 1 olduğunu varsayalım. Bu durumda TL zorunlu karşılıkların %90'ı yabancı para olarak tutulabilecektir. ROK'nun 1 olması ise, 1 TL zorunlu karşılık yerine 1 TL'ye karşılık gelen tutarda yabancı para tutulabileceğini ifade etmektedir. Dolar kurunun $1\$ = 5$ TL olması durumunda, 90 TL'lik imkanın tamamını kullanmayı tercih eden bankalar $90/5 = 18$ \$ zorunlu rezerve sahip olmak durumunda kalacaktır. Yani 90 TL'lik zorunlu karşılığın 18 \$ olarak karşılanabilmesi mümkün olabilmektedir. ROK'nun 2 olması durumunda, her 1 TL için 2 TL'ye karşılık gelen döviz tutmak zorunda olacaktır. Bu durumda 90 TL zorunlu karşılık için 180 TL değerinde ABD doları (yani $180/5 = 36$ \$) tutacaktır⁴. ROM'nun optimal kullanım düzeyi piyasa tarafından belirlenmektedir. Bankalar \$ fon maliyetine bağlı olarak optimal kullanımı seçmektedirler⁵.

ROK her zaman sabit olmayabilir. ROM kullanımına dair örnek uygulamalar aşağıda yer almaktadır;

Şekil 1: ROM Kullanımı Örnekleri



Kaynak: Alper vd., 2012, s.3.

Yukarıdaki grafikleri incelediğimizde, ilk grafik ROK' un sabit olduğu, yani ROO'na göre değişmediği durumu ifade etmektedir. İkinci grafik ROK' un ROO'na göre doğrusal bir biçimde arttığı durumu göstermektedir. En sondaki grafik ise ROK' un rezerv imkanının kullanımına bağlı olarak artan dilimler halinde uygulandığı bir yapıyı ifade etmektedir⁶.

ROM'nın kullanılması durumunda; sermaye hareketlerinin giriş yönünde hızlandığı dönemlerde, yabancı para maliyetleri düşük olacağı için bankalar rezervlerini TL yerine yabancı para cinsinden

4 Alper, K ve diğerleri (2012). Rezerv Opsiyonu Mekanizması, TCMB Ekonomi Notları, Sayı:2012-28, s.2.

5 Değerli A., Fendoğlu S. (2013). Reserve Option Mechanism as a Stabilizing Policy Tool: Evidence from Exchange Rate Expectations, TCMB Working Paper, 13(28), s.2.

6 Alper vd., s.3

tutmayı tercih edecektir. Böylece TL'nin aşırı değerlenmesinin önüne geçilebilmektedir. Sermaye çıkışlarının arttığı dönemlerde ise, bankalar rezervlerinde tutmuş oldukları yabancı parayı piyasaya sürerek TL üzerindeki baskıyı hafifletebilecektir⁷.

ROM uygulaması bankaların kısa vadeli TL likiditesi ihtiyacını karşılamak amacıyla kullandığı kur swapı işlemlerine olan ihtiyacını azaltmaktadır. Çünkü kur swapına yatırım yapmanın cazibesi düşecek ve böylece kısa vadeli sermaye hareketleri de yavaşlayacaktır⁸.

3. Türkiye'de ROM Uygulaması

TCMB bu politikayı ilk olarak 2011 yılının Eylül ayında uygulamaya başlamıştır. Bu kapsamda 16 Eylül 2011'de döviz rezervlerinin desteklenmesi ve etkili bir şekilde kullanılması için zorunlu karşılıkların %10' una kadar olan miktarını \$ ya da € cinsinden tesis etme imkanını getirmiştir. Bu oran 2011 yılı içerisinde sırasıyla %20, %40' çıkarılmıştır⁹.

TCMB 2012 yılında TL zorunlu karşılıkları altın cinsinden tutma imkanını %30' a, döviz cinsinden tutma imkanını ise %60 seviyesine yükseltmiştir. Ayrıca TCMB zorunlu rezervlerin TL ya da döviz cinsinden tutulması durumunda ortaya çıkan maliyet farkını minimuma indirmek amacıyla, döviz rezerv opsiyonunun %40'a kadar olan kısmı için ROK 1,4, % 40-45 arası için 1,8, %45-50 arası için 2,1, % 50-55 arası için 2,3 ve % 55-60 arası için ise 2,4 olarak belirlenmiştir. Altın rezerv opsiyonu için ise ROK'nı %20' ye kadar olan kısım için 1,5, %20-25 arası kısım için 2 ve %25-30 arası için ise 2,5 olarak belirlemiştir¹⁰. 2012 yılında ROM' da yapılan bu düzenlemeler neticesinde bankaların döviz ve altın cinsinden bulundurdıkları kısım sene başında 24 milyar TL iken sene sonunda 48 milyar TL olarak gerçeleşmiştir¹¹.

2013 yılında döviz rezervi opsiyonuna %30-35 ve %35-40 dilimleri, altın rezervi opsiyonuna ise %15-20 dilimi getirilmiştir. Altın ROK'ları ilk dilim dışında bütün dilimler için 0,1 puan yükseltilmiştir. 2013 yılında getirilen bu rezerv dilimlerindeki ROK'ları döviz için 2,8 ve altın için 2,5 olarak açıklanmıştır. 2013 yılında bankacılık sektörü döviz opsiyonunu %89, altın opsiyonunu ise %84 oranında kullanmıştır¹².

2014 yılında küresel piyasalardaki gelişmelere karşılık TL zorunlu karşılıklar için ROM kapsamında tutulabilecek yabancı para \$ ile sınırlandırılmıştır. Ayrıca ROM' u daha etkin bir

7 Böküoğlu, Mehmet Emin (2015). Rezerv Opsiyon Mekanizmasının Banka Davranışlarına Etkisi, TCMB Uzmanlık Tezi, Ankara, Haziran, s.21.

8 Küçükserağ, D., Özel, Ö. (2012). Rezerv Opsiyonu Mekanizması ve Optimal Rezerv Opsiyonu Katsayılarının Hesaplanması, TCMB Çalışma Tebliği, No:12/32, Kasım, s.4-5.

9 TCMB (2011). Yıllık Rapor, s.54

10 TCMB (2012). Yıllık Rapor, s.31-32.

11 TCMB (2012). Yıllık Rapor, s.38.

12 TCMB (2013). Yıllık Rapor, s.39.

hale getirebilmek için döviz rezervi son dilimi ROK 3,2 ve altın rezervi son dilimi ROK 2,5 olarak belirlenmiştir¹³.

2015 yılının Şubat ayında döviz likiditesinin karşılanabilmesi için dövize ilişkin ROK'nın en üst dilimi her biri %1 olmak üzere 5 dilime bölünmüştür¹⁴. TCMB 2016 yılının ROK'nda indirimler gerçekleştirerek sistemdeki döviz likiditesini arttırmayı amaçlamıştır. 2016 yılı sonu itibarıyla bankacılık ve finans sektöründe ROM döviz imkanı kullanımı %73,5, ROM altın imkanı kullanımı ise % 64,2 olarak gerçekleşmiştir. Altın tasarruflarının finansal sisteme kazandırılması ve rezervini arttırmak için 2016 Kasım ayında ROM dilimlerine %5'lik bir dilim daha eklenmiş ve Ekim ayından itibaren yurtiçi yerleşiklerden hurda altın toplanması işlemine başlanmıştır¹⁵.

TCMB 2017 yılının Kasım ayında döviz piyasalarında yaşanan dalgalanmalara karşı ROM döviz imkanı oranında üst sınırı %60 seviyesinden % 55'e indirmiş ve tüm dilimlerdeki aralıkları 5 puan düşürerek sistemdeki döviz likiditesini arttırmayı amaçlamıştır. 2017 yılsonunda döviz ROM imkanı kullanımı %75,5, altın imkanı kullanımı ise % 90,9 olmuştur. Ayrıca altın cinsinden tasarrufların ekonomiye kazandırılması amacıyla ROM dilimine ek olarak %5'lik bir dilim eklenmiştir¹⁶.

4. Literatür Taraması

Bu bölümde ROM'nın Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini inceleyen literatüre yer verilmiştir. ROM politikası TCMB tarafından geliştirilip uygulandığı için bu literatürün tamamı yerli çalışmalardan oluşmaktadır.

Yücel ve Serbest (2012)¹⁷, Türkiye' de 2007 yılı sonrasında uygulanan geleneksel olmayan para politikası araçları ve bunların etkinliğini inceledikleri çalışmasında yeni dönem para politikası araçlarını faiz koridoru ve ROK olarak ele almıştır. ROK'nın ise büyümeye katkı sağlamak amacıyla faizleri düşürdüğü, döviz rezervlerini arttırdığı, TL'deki aşırı değerlenmenin önüne geçtiği ve başta cari işlemler dengesi olmak üzere finansal istikrarı sağlamaya katkıda bulunduğu ortaya koyulmuştur¹⁸.

Ermişoğlu vd. (2013)¹⁹, 2010 ve 2012 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanarak sermaye hareketlerindeki aşırı oynaklığın finansal istikrar üzerindeki negatif etkisini azaltmak için TCMB tarafından uygulanan ROM'nın döviz kurlarındaki dalgalanmayı azaltmada etkili olup olmadığını GARCH modeli ile incelemiştir. Çalışmanın sonucunda incelenen dönemde

13 TCMB (2014). Yıllık Rapor, s.38-39.

14 TCMB (2015). Yıllık Rapor, s.41.

15 TCMB (2016). Yıllık Rapor, s.34-43.

16 TCMB (2017). Yıllık Rapor, s.25.

17 Yücel, T., Serbest, E. (2012). Yeni Dönem Para Politikası Araçları, Dayanışma Dergisi, Sayı: 116, ss.8-17.

18 Yücel ve Serbest, 2012, 15-16.

19 Ermişoğlu, E. ve diğerleri (2013). Rezerv Opsiyonu Mekanizması ve Kur Oynaklığı, TCMB Ekonomi Notları, Sayı: 2013/04, 31 Ocak, ss.1-8.

ROM'nın sermaye hareketlerinde meydana gelen oynaklıklar nedeniyle ortaya çıkan döviz kurlarındaki dalgalanmayı azaltan etkili bir politika olduğu tespit edilmiştir²⁰.

Demirhan (2013)²¹, küresel kriz sonrasında TCMB'nin finansal istikrarı sağlamaya yönelik uygulamış olduğu para politikası araçlarını ve bu araçların etki kanallarını incelemiştir. Çalışmada TCMB'nin finansal istikrarı sağlamaya yönelik araçları çeşitlendirerek, fiyat istikrarı ve finansal istikrar amaçlarının birbirleriyle çelişmesini önlemeye çalıştığı vurgulanmıştır. Finansal istikrarı sağlamaya yönelik araçların başında yer alan zorunlu karşılık uygulamasının kredi hacmini ayarlamak ve kısa vadeli faiz oranlarındaki oynaklığı azaltmak amaçlı kullanıldığı, asimetrik faiz koridoru ve ROM uygulamasının ise yabancı sermaye girişlerinin ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerini azaltarak finansal istikrarı sağlamak için kullanıldığını ortaya koymuştur²².

Aysan vd. (2014)²³, TCMB'nin yeni para politikası uygulaması çerçevesinde asimetrik faiz koridoru ve rezerv opsiyon mekanizmasının etkinliğini gözleme dayalı olarak incelemiştir. Kısa vadeli sermaye hareketlerinin negatif etkilerini yumuşatma amaçlı uygulanan bu iki politika bileşimin etkili sonuçlar verdiği vurgulanmıştır. Çalışmaya göre faiz koridoru politikası yabancı sermaye açısından getirileri değiştirerek döviz arzındaki dalgalanmaları sınırlamakta, ROM' un ise döviz kurlarındaki dalgalanmayı engellediği ortaya koymuşlardır²⁴.

Serel ve Özkurt (2014)²⁵, çalışmasında TCMB'nin 2010 yılı sonlarından itibaren küresel krizden çıkabilmek amacıyla uygulamaya koymuş olduğu geleneksel olmayan para politikalarını ve sonuçlarını gözleme dayalı olarak incelemiştir. TCMB geleneksel olmayan para politikalarının faiz koridoru, zorunlu karşılık oranları ve ROM olarak ele alındığı bu çalışmanın sonucunda politikaların başarılı olduğu tespit edilmiştir. Ek olarak ROM uygulamasının TL'deki volatilitiyi düşürdüğü ve finansal istikrarı sağlama konusunda pozitif etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Ancak yine de politikaların etkisi değerlendirilirken daha uzun bir sürenin geçmesi gerektiği vurgulanmıştır²⁶.

Ersoy ve Işıl (2016)²⁷, gözleme dayalı yapmış oldukları çalışmalarında Küresel Kriz sonrasında gelişmiş ülkelerin uyguladığı para politikalarının gelişmekte olan ülkelerdeki ve Türkiye'deki para politikası uygulamaları ve bankacılık sistemi üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Gelişmiş ülkelerin krize karşı ilk önlem olarak politika faizini sıfıra indirdiği ve bunun sermaye

20 Ermişoğlu vd., 2013, 6.

21 Demirhan, B. (2013). Banu Demirhan, Türkiye' de Yeni Yaklaşım Çerçevesinde Para Politikalarının Finansal İstikrarı Sağlama Yönünde Uygulanması, Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi, 15(2): 567-589.

22 Demirhan, 2013, 568-587.

23 Aysan, A. ve diğerleri (2014). Managing Short-Term Capital Flows in New Central Banking: Unconventional Monetary Policy Framework in Turkey, TCMB Working Paper, No:14/03, Şubat, ss.1-25

24 Aysan vd., 2014, 20.

25 Serel, A., Özkurt, İ. (2014). Geleneksel Olmayan Para Politikası Araçları ve TCMB, Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, Sayı:22, ss.56-71.

26 Serel ve Özkurt, 2014, 56-70.

27 Ersoy, H., Işıl G. (2016). Küresel Kriz Sonrası Merkez Bankası Para Politikaları ve Finansal Sistem Üzerine Etkileri, İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Yıl:15, Özel Sayı:29, Bahar, ss.349-374.

hareketlerinin gelişmekte olan ülkelere doğru kaymasına sebep olduğu belirtilmiştir. Bu durum kriz sonrası Türkiye'ye de yabancı sermaye girişine neden olmuştur. TCMB'nin sermaye hareketlerine karşı zorunlu karşılık oranı ve ROM uygulaması gibi geleneksel olmayan politikaları kullanarak kredi genişlemesini sınırlandırdığı vurgulanmıştır²⁸.

Gök (2016)²⁹, 30 Eylül 2011 ve 3 Haziran 2016 tarihleri arası dönemde ROM'nun ve net döviz müdahalelerinin dolar kuru dalgalanmaları üzerindeki etkisini GARCH modeli ile incelemiştir. Çalışmanın sonucunda ROM'nun döviz kuru dalgalanmaları önemli ölçüde azalttığı ve finansal istikrarı sağlamada etkin bir rolü olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca TCMB net döviz müdahalelerin etkisi de incelenmiştir. Ancak müdahalelerin döviz kurlarındaki oynaklığı bir miktar azalttığı, ancak dolar kuru üzerinde önemli bir rol oynamadığı sonucuna varılmıştır³⁰.

Çetin (2016)³¹, TCMB'nin faaliyete geçtiği tarihten günümüze kadar geçen süre içerisinde uygulanan para politikalarını ele alan, 2001 krizinden sonra bu politikaların ekonomi üzerindeki etkisini orta koyan ve 2011 yılı sonrasında uygulanmaya başlayan ROM ve faiz koridoru politikalarının konusunda bilgiler sunan bir çalışma yapmıştır. Gözleme dayalı olarak gerçekleştirilen bu çalışmada TCMB'nin 2010 yılından sonra uyguladığı zorunlu karşılık oranları, faiz koridoru ve ROM gibi araçlar ile piyasadaki döviz likiditesini etkileyerek kurlardaki dalgalanmayı azalttığı belirtilmiştir. 2014 ve 2015 yıllıyla birlikte jeopolitik risklerin ve küresel belirsizliklerin artmasının kur oynaklığını sebep olduğu ve TCMB rezervlerinin düştüğünü ortaya koymuştur. Bu risklere karşılık önümüzdeki dönemlerde TCMB'nin sıkı para politikası duruşunu devam ettireceği vurgulanmıştır³².

Atılğan (2016)³³, Türkiye'de 2008 küresel krizi sonrasında finansal istikrar kavramı ve geleneksel olmayan para politikalarının rolünü gözleme dayalı olarak incelemiştir. Çalışmanın sonucunda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde uygulanan geleneksel olmayan para politikalarının uzun vadeli faiz oranlarını düşürdüğü vurgulanmıştır. Ayrıca TCMB'nin faiz koridoru ve zorunu karşılık uygulamasına ek olarak geliştirdiği ROM'nun birçok ülkeye örnek teşkil ettiği ve uygulanan politikaların başarılı olduğu, ancak fiyat istikrarı hedefinden sapmaların görüldüğü tespit edilmiştir. Ayrıca merkez bankalarının bağımsızlığının önemi belirtilmiştir³⁴.

Ergin ve Aydın (2017)³⁵, TCMB tarafından 2012 yılında geliştirilen ROM'nun finansal istikrarı sağlama konusundaki rolünü incelemişlerdir. Gözleme dayalı olarak gerçekleştirdikleri bu

28 Ersoy ve Işıl, 2016, 349-370.

29 Gök, İ.Y. (2016). Reserve Options Mechanism: The New Monetary Policy Tool of CBRT and Its Effect on Exchange Rate Volatility, *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research*, 9(3): 50-54

30 Gök, 2016, 50-54.

31 Çetin, M.Ö. (2016). TCMB Para Politikası Uygulamalarının Gelişimi, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8(14): 67-101

32 Çetin, 2016, 69-99.

33 Atılğan, M. H. (2016). Yeni Para Politikası Anlayışı ve Finansal İstikrar, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(2): 249-268

34 Atılğan, 2016, 263

35 Ergin, A., Aydın, H.İ. (2017). Finansal İstikrarı Sağlamaya Yönelik Bir Araç: Rezerv Opsiyon Mekanizması, *Batman*

çalışmanın sonucunda ROM'nın kriz dönemlerinde finansal yapıyı ve döviz rezervlerini güçlendirerek, döviz kurlarındaki istikrarsızlıkları en aza indirgediğini tespit etmişlerdir. Ayrıca bu faydaların finansal istikrarın sağlanmasına katkıda bulunduğunu, finansal istikrarın da tasarrufları ülke ekonomisine kazandırarak yatırımlara dönüşmesine imkan tanıyacağını ortaya koymuşlardır³⁶.

Arabacı (2017)³⁷, TCMB'nin küresel kriz sonrası 2010 yılı sonlarından itibaren uyguladığı yeni para politikası çerçevesini değerlendirmiştir. Çalışmada krize karşı TCMB politika faizlerinin düşürüldüğü, KDV ve ÖTV indirimlerinin yapıldığı ve bölgesel teşvik paketlerinin açıkladığı belirtilmiştir. Ayrıca kısa vadeli sermaye girişleri, cari dengenin bozulma ihtimali ve kredi genişlemesini sınırlandırmak için TCMB tarafından uygulanan zorunlu karşılık oranları, faiz koridoru ve ROM'nın uygulanmaya başladığı vurgulanmıştır. Krizin kamu bütçesi, borç stokunu, belirsizlikleri ve yatırımları olumsuz etkilememesi için genişletici maliye politikasının uygulanması tavsiye edilmiştir³⁸.

İçelloğlu (2017)³⁹, 2010 yılı sonrasında TCMB'nin fiyat istikrarı ve finansal istikrar doğrultusunda uygulamış olduğu para politikaları ve bu politikaların etkilerini değerlendirmiştir. Çalışmada TCMB'nin piyasadaki likidite ihtiyacını yönelik genişletici para politikası uyguladığı; geniş faiz koridoru ile faiz politikalarına esneklik sağladığı, farklılaştırılmış zorunlu karşılık oranları ile finansal kurumların bilançosunu güçlendirmesine ve ROM politikaları ile sermaye hareketlerinin kurlar üzerindeki baskısını hafiflettiği tespit edilmiştir⁴⁰.

Kara ve Afsal (2018)⁴¹, 2010 ve 2016 yılları arasındaki dönemde TCMB'nin uyguladığı geleneksel olmayan para politikası araçlarının fiyat istikrarı ve finansal istikrar açısından etkinliğini incelemişlerdir. VAR modeli kullanılan bu çalışmada geleneksel olmayan para politikaları olan faiz koridoru, zorunlu karşılık oranları ve ROM ele alınmıştır. Çalışmanın sonucunda faiz koridoru, reel döviz kuru ve TÜFE' den kredi hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Kredi hacmi faiz koridorundaki değişimlere bağlıdır. Reel döviz kurundan TÜFE' ye doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çünkü reel döviz kurlarının artması ithal edilen malların fiyatlarını arttırmakta ve maliyet enflasyonuna yol açmaktadır. Ek olarak zorunlu karşılık oranlarından TÜFE' ye doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ayrıca faiz koridorunun finansal istikrar ve döviz kuru üzerinde etkili olabileceği de vurgulanmıştır. Faiz koridorunun ve

Üniversitesi Yaşam Bilimleri Dergisi, 7(1): 63-75

36 Ergin ve Aydın, 2017, 73.

37 Arabacı, H. (2017). Küresel Kriz Sonrası Türkiye'de Uygulanan Ekonomi Politikaları, Social Sciences Research Journal, 6(4): 1-10.

38 Arabacı, 2017, 1-9.

39 İçelloğlu, C. (2017). Finansal İstikrar Ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Para Politikası Stratejisi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(20): 20-38

40 İçelloğlu 2017, 22-36.

41 Kara M., Afsal M.Ş. (2018). The Effectiveness of Monetary Policy Instruments Applied for Financial Stability in Turkey, İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 7(3):1822-1847

politika faizinin TÜFE üzerinde önemli bir etkisinin bulunmadığı ve ROM' un döviz rezervlerini arttırarak döviz kurlarındaki hareketliliği sınırladığı tespit edilmiştir⁴².

Öner (2018)⁴³, 2008 küresel krizi ile birlikte TCMB tarafından uygulanmaya başlayan para politikası uygulamalarını gözleme dayalı olarak incelemiştir. Uygulanan politikaların kronolojik bir sırayla ele alındığı bu çalışmada 2008 yılında yaşanan küresel krizin fiyat istikrarı yanında finansal istikrarın da önemli bir konu olduğu ve bu bağlamda TCMB'nin 2010 yılından itibaren geleneksel olmayan para politikalarını uygulamaya başladığı belirtilmiştir. TCMB'nin bu süreçte faiz koridoru, zorunlu karşılıklar, ROM ve iletişim politikası gibi araçları kullandığını ortaya koymuştur⁴⁴.

5. Veri Seti ve Analiz Yöntemi

Bu çalışmada Türkiye'de TCMB tarafından uygulanan rezerv opsiyon mekanizmasının döviz kuru üzerindeki etkisi incelenmektedir. Rezerv opsiyon mekanizması değişkeni olarak ROM kullanım oranı, döviz kuru değişkeni olarak ise dolar alış kuru kullanılmıştır. Modelin bağımsız değişkeni rezerv opsiyon mekanizması ROM ile, modelin bağımlı değişkeni dolar alış kuru ise DAL ile gösterilmiştir. Değişkenlere 2011:09 ve 2018:12 dönemine ait aylık veriler TCMB'nin veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. Ampirik analiz yapılırken Eviews-9 sürümü kullanılmıştır.

Analizde ilk olarak Engle ve Granger (1987)⁴⁵ tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme analizi yapılacaktır. Bu analiz için öncelikle değişkenlerin seviyelerinde durağan olmaması ve aynı seviyeden durağan olması şarttır. Değişkenler farklı dereceden durağan hale geliyorsa, bu analiz kullanılamaz. Bu analiz durağan olmayan ve aynı seviyede durağan hale gelen zaman serileri arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını test etmektedir⁴⁶. Eşbütünleşme analizinde ilk olarak regresyon analizi yapılacak ve regresyon analizinin hata terim serileri oluşturulacaktır. Bu hata terim serilerine uygulanan birim kök testi sonucunda, hata terim serileri durağan ise iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilecektir.

Engle-Granger eşbütünleşme analizi iktisadi çalışmalarda yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Aşağıda Engle-Granger eşbütünleşme analizi kullanılarak yapılan çalışmalara dair literatür taraması yapılmıştır.

Oh (2005)⁴⁷, 1975-2001 yılları arasında Güney Kore' de turizm sektörü ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Engle Granger eşbütünleşme testi ve VAR modeli ile incelemiştir. Çalışmanın

42 Kara ve Afsal, 2018, 1840-1843.

43 Öner, S. (2018). 2008 Küresel Krizi Sonrası Dönem TCMB Para Politikası Uygulamaları, *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi (ASEAD)*, 5(12):409-416

44 Öner, 2018, 409-415.

45 Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55(2):251-276.

46 Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, 2. Baskı, U.S.A.:Hamilton Printing, ss.335-336

47 Oh, C. (2005). *The Contribution of Tourism Development to Economic Growth in the Korean Economy*, Tourism

sonucunda ekonomik gelişme odaklı turist sayısını arttırıcı politikaların ekonomik büyümeden ziyade turizm sektörünün büyümesine yol açtığı tespit edilmiştir⁴⁸.

Shimul (2013)⁴⁹, 1976-2007 yılları arasında Bangladeş için zaman serilerini kullanarak işçi dövizleri ve ekonomik gelişme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. ARDL, ECM ve Engle-Granger eşbütünleşme testinin kullanıldığı bu çalışmada işçi dövizlerinin kısa ve uzun dönemde kişi başına düşen GSYİH üzerinde önemli bir faktörü olmadığı tespit edilmiştir. Doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının kısa vadede önemli, ancak uzun vadede önemli olmadığı sonucuna varılmıştır⁵⁰.

Berisha vd. (2015)⁵¹, ABD’ de 1919-2009 yılları arası dönemde hane halkı borcu ve gelir eşitsizliği arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını belirlemek için Engle-Granger eşbütünleşme analizi, Johansen eşbütünleşme analizi ve ek olarak VECM modelini kullanmışlardır. Çalışmanın sonucunda mevcut literatürdeki çalışmaların sonucuna benzer bir şekilde ABD’ deki hane halkı borcu ile gelir eşitsizliği arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir⁵².

Rafailidis vd. (2016)⁵³, 1986 ve 2014 yılları arasındaki dönemde ABD efektif döviz kuru ile WTI (West Texas Intermediate) ham petrol fiyatları arasındaki uzun vadeli ilişkiyi araştırmışlardır. İlk aşamada Engle-Granger eşbütünleşme tekniği, Phillips Quiliaeris eşbütünleşme tekniği ve Johansen eşbütünleşme tekniği kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda artan petrol fiyatlarının döviz kurlarını olumsuz etkilediği, petrol fiyatlarının düşmesinin ise döviz kurlarını olumlu yönde etkilediği sonucuna varılmıştır⁵⁴.

Wahab vd. (2016)⁵⁵, 2006-2014 yılları arası dönemde Malezya ve Pakistan için İslami finans ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmanın sonucuna göre Malezya’ da kısa ve uzun vadede İslami finans ile GSYİH ve ticaret arasında anlamlı bir arz önderliği ilişkisi hesaplanmıştır. Pakistan’da ise böyle bir ilişkiye rastlanılmamıştır⁵⁶.

Zhou vd. (2017)⁵⁷, İskandinavya elektrik piyasasını araştırdıkları çalışmalarında, durağan olmayan spot elektrik fiyatları ile vadeli elektrik piyasası arasındaki dinamik ilişkiyi incelemişlerdir.

Management, 26:39-44

48 Oh, 2005, 43

49 Shimul, S.N. (2013). Remittance and economic development: Evidence from Bangladesh, *Business and Economic Horizons*, 9(1):15-21

50 Shimul, 2005, 15

51 Berisha E. ve diğerleri (2015). Income Inequality And Household Debt: A Cointegration Test, *Applied Economics Letters*, 22(18): 1469-1473

52 Berisha vd., 2015, 1473

53 Rafailidis, P., Katrakilidis, C. (2016). Oil Prices And The US Effective Exchange Rate:A Hidden Cointegration Analysis, *Economics and Business Letters*, 5(4):134-144

54 Rafailidis ve Katrakilidis, 2016, 142

55 Wahab, M. ve diğerleri. (2016). The Study of Co-integration and Causal Link between Islamic Bank Financing and Economic Growth, *Abasyn University Journal of Social Sciences*, 9:134-146

56 Wahab vd., 2016, 134

57 Zhou, J. ve diğerleri (2017). Research on Cointegration Relationship Between the Electric Spot Markets and Future Markets, 4th International Conference on Engineering Technology and Application (ICETA2017), Nagoya Japonya, ss.74-80

Engle-Granger eşbütünlük testi de kullanıldığı bu çalışmada, elektriğin spot fiyatı ile vadeli piyasalardaki fiyatı arasında uzun vadede bir eşbütünlük ilişkisi saptanmıştır⁵⁸.

İkinci aşamada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda ve Yamamoto (1995)⁵⁹ tarafından geliştirilen analiz ile yapılacaktır. Toda-Yamamoto nedensellik analizi durağan olmayan seriler ile de yapılabilmektedir. Bu analizde ilk olarak değişkenler arasında VAR modeli kurularak gecikme uzunluğu (k) belirlenecektir. Sonrasında değişkenlere ait maksimum durağanlık derecesi (d_{max}) hesaplanacaktır. Hesaplanan bu değerler ile $(k+d_{max})$ gecikme uzunluğunda VAR modeli kurulacak ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi yapılacaktır. Toda-Yamamoto nedensellik analizinin denklemi;

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$H_0: \beta_{1i} = 0$ (X, Y'nin nedeni değildir)

$H_1: \beta_{1i} \neq 0$ (X, Y'nin nedenidir)

Yukarıdaki denklem ve hipotezlerin sonucunda göre H_0 hipotezinin reddedilmesi Toda-Yamamoto analizine göre X değişkeninin, Y değişkenine neden olduğu anlamına gelmektedir.

Toda-Yamamoto nedensellik analizi de ekonomi literatüründe ampirik analiz olarak oldukça yoğun olarak kullanılan bir analiz türüdür.

Wolde-Rufael (2010)⁶⁰, çalışmasında 1969 ve 2006 yılları arası dönemde Hindistan'daki ekonomik büyüme, nükleer enerji tüketimi, emek ve sermaye arasındaki dinamik ilişkiyi test etmiştir. Çalışmada kullanılan Toda-Yamamoto nedensellik analizi nükleer enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü, pozitif ve güçlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ispatlamıştır⁶¹.

Amiri ve Ventelou (2012)⁶², 1970 ve 2009 yılları arası dönemde 20 OECD ülkesinde yapmış oldukları çalışmada kişi başına düşen GSYİH ile sağlık harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırmışlardır. Toda-Yamamoto nedensellik analizinin kullanıldığı bu çalışmada 9 ülkede ekonomik büyümeden sağlık harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin, 10 ülkede ise çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğunu kanıtlamıştır. Sadece 1 ülkede ise herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır⁶³.

58 Zhou vd., 2017, 74

59 Toda, H.Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes, Journal of Econometrics, 66(1-2): 225-250

60 Wolde-Rufael, Y. (2010). Bounds Test Approach To Cointegration And Causality Between Nuclear Energy Consumption And Economic Growth in India, Energy Policy, 38(1): 52-58

61 Wolde-Rufael, 2010, 56

62 Amiri, A., Ventelou, B. (2012). Granger Causality Between Total Expenditure On Health and GDP in OECD: Evidence From The Toda-Yamamoto Approach, Economics Letters, 116(3): 541-544

63 Amiri ve Ventelou, 2012, 542

Ahmad (2013)⁶⁴, 1991 ve 2010 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak Pakistan'daki petrol fiyatları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik analizinin kullanıldığı bu çalışmada işsizlik ile reel faiz oranı ve petrol fiyatları verileri kullanılmıştır. Sonuçlar, petrol fiyatlarının işsizlik üzerinde önemli bir etkisinin bulunduğunu, ancak reel faiz oranı ile işsizlik arasında bir ilişki bulunmadığını ortaya koymuştur⁶⁵.

Siami-Namini (2017)⁶⁶, İran'ın 1994 ve 2010 yılları arasındaki dönemde nominal döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi nominal döviz kuru, hisse senedi endeksleri, likidite ve tüketici fiyatları endeksi verileri kullanarak incelemiştir. Değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olmasına rağmen Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçlarına göre hisse senetlerinin fiyatları ile döviz kuru arasındaki bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır⁶⁷.

Dritsaki (2018)⁶⁸, Yunanistan' da 1980 ve 2015 yılları arasında kamu gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi kısa ve uzun vade için incelemiştir. ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılarak yapılan bu çalışmanın sonucunda, kamu gelirlerinden kamu harcamalarına doğru tek yönlü ve uzun vadeli bir nedensellik ilişkisi olduğu hesaplanmıştır⁶⁹.

6. Ampirik Bulgular

Analizde öncelikle ROM kullanım oranları değişkeni ile dolar alış kurları değişkenlerinin Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ile durağanlık sınaması yapılacaktır. Birim kök testleri ile durağanlık sınaması yapılan bu seriler için ikinci aşamada Engle-Granger Eşbütünleşme analizi yapılacaktır. Eş bütünleşme analizi sonucunda ise her iki serinin hata terimleri arasında bir eşbütünleşme var ise, son aşamada Toda-Yamamoto Nedensellik analizi ile ROM'nın dolar kuru üzerindeki etkisi açıklanacaktır.

6.1. ROM Birim Kök Testi

Bu bölümde modelde kullanılan bağımsız değişkene ilişkin durağanlık sınaması yapılacaktır. Tablo 1 ROM kullanım oranı değişkeninin ADF birim kök testi yapılarak durağanlık sınamasını ve birim kök testi sonuçlarını göstermektedir.

64 Ahmad, F. (2013). The Effect of Oil Prices on Unemployment: Evidence from Pakistan, *Business and Economics Research Journal*, 4(1):43-57

65 Ahmad, 2013, 54-55

66 Siami-Namini, S. (2017). Granger Causality Between Exchange Rate and Stock Price: A Toda Yamamoto Approach, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4): 603-607

67 Siami-Namini, 2017, 606

68 Dritsaki, C. (2018). Causality between Spending and Revenue in Case of Greece through Toda and Yamamoto Methodology, *Journal of Business and Economic Policy*, 5(1): 9-21

69 Dritsaki, 2018, 19

Tablo 1: ROM Değişkeninin Birim Kök Testi Sonuçları

Null Hypothesis: ROM has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.126303	0.7199
Test critical values:	1% level		-2.591813	
	5% level		-1.944574	
	10% level		-1.614315	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ROM)				
Method: Least Squares				
Date: 03/18/19 Time: 18:12				
Sample (adjusted): 2011M10 2018M12				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ROM(-1)	0.000902	0.007144	0.126303	0.8998
R-squared	-0.010460	Mean dependent var		0.334943
Adjusted R-squared	-0.010460	S.D. dependent var		3.264772
S.E. of regression	3.281803	Akaike info criterion		5.226091
Sum squared resid	926.2399	Schwarz criterion		5.254434
Log likelihood	-226.3349	Hannan-Quinn criter.		5.237504
Durbin-Watson stat	1.209673			

Tablo 1'e göre rezerv opsiyon mekanizması kullanım oranı (ROM) değişkeninin ADF birim kök testi olasılık (Prob*) değeri 0.7199 olarak hesaplandığı görülmektedir. Olasılık değerinin 0.05'ten büyük olması ROM değişkeninin ham haliyle durağan olmadığını ifade etmektedir. Engle-Granger eşbütünlük testinin yapılabilmesinin ön koşulu sağlanmadığı için durağan olmayan rezerv opsiyon mekanizması kullanım oranı değişkeninin durağanlaştırma işleminin yapılması gerekmektedir. ROM değişkeninin durağanlaştırma işleminin yapılabilmesi için öncelikle birinci farkının alınması gerekmektedir. Tablo 2'de ROM değişkeninin birinci farkının alınması sonucunda yapılan durağanlık sınavasını gösterilmektedir.

Tablo 2: ROM Değişkeninin Birinci Farkının Alınması

Null Hypothesis: D(ROM) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.914887	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.592129	
	5% level		-1.944619	
	10% level		-1.614288	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ROM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 03/18/19 Time: 18:14				
Sample (adjusted): 2011M11 2018M12				
Included observations: 86 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ROM(-1))	-0.660341	0.095496	-6.914887	0.0000
R-squared	0.359515	Mean dependent var		-0.100814
Adjusted R-squared	0.359515	S.D. dependent var		3.627463
S.E. of regression	2.903070	Akaike info criterion		4.980974
Sum squared resid	716.3642	Schwarz criterion		5.009513
Log likelihood	-213.1819	Hannan-Quinn criter.		4.992460
Durbin-Watson stat	2.019602			

Tablo 2’de ROM değişkeninin birinci farkı alınmış ve ADF birim kök testi (Prob*) değeri 0.0000 olarak hesaplanmıştır. Bu değerın 0.05’ten küçük olması ROM değişkeninin ADF birim kök testine göre birinci farkında durağan hale geldiğini göstermektedir.

6.2. Döviz Alış Kuru Birim Kök Testi

Bu bölümde modelin bağımlı değişkeni olan döviz alış kurunun düzey değerinde durağanlık sınaması yapılacaktır. Döviz alış kuru değişkeni düzey değerinde durağan değilse durağanlaştırma işlemi gerçekleştirilecektir. Tablo 3 döviz kuru alış kuru değişkeninin ADF birim kök testi ile yapılan durağanlık sınamasını göstermektedir.

Tablo 3: Döviz Alış Kuru Değişkeninin Birim Kök Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DAL has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic – based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			2.946413	0.9991
Test critical values:	1% level		-2.592452	
	5% level		-1.944666	
	10% level		-1.614261	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DAL)				
Method: Least Squares				
Date: 03/18/19 Time: 20:46				
Sample (adjusted): 2011M12 2018M12				
Included observations: 85 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DAL(-1)	0.016800	0.005702	2.946413	0.0042
D(DAL(-1))	0.534557	0.098517	5.426038	0.0000
D(DAL(-2))	-0.517307	0.108034	-4.788395	0.0000
R-squared	0.329184	Mean dependent var		0.041204
Adjusted R-squared	0.312823	S.D. dependent var		0.170094
S.E. of regression	0.141001	Akaike info criterion		-1.045442
Sum squared resid	1.630267	Schwarz criterion		-0.959231
Log likelihood	47.43128	Hannan-Quinn criter.		-1.010765
Durbin-Watson stat	1.832010			

Tablo 3'te verilen birim kök testi sonuçlarına göre DAL değişkeninin olasılık (Prob*) değeri 0.9991 olarak hesaplanmıştır. Prob* değerinin 0.05' ten büyük olması DAL değişkeninin düzey değerinde durağan olmadığını ifade etmektedir. Bir sonraki aşamada Engle-Granger eşbütünlük testinin yapılabilmesi için durağan olmayan döviz alış kuru değişkeninin durağanlaştırılması gerekmektedir. Döviz alış kuru değişkeninin durağanlığının sağlanması için birinci farkının alınması gerekmektedir. Tablo 4 döviz alış kuru değişkeninin birinci farkının alınmasıyla yapılan durağanlık sınavını göstermektedir.

Tablo 4. Döviz Alış Kuru Değişkeninin Birinci Farkının Alınması

Null Hypothesis: D(DAL) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic – based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.787066	0.0002
Test critical values:	1% level		-2.592782	
	5% level		-1.944713	
	10% level		-1.614233	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DAL,2)				
Method: Least Squares				
Date: 03/18/19 Time: 20:49				
Sample (adjusted): 2012M01 2018M12				
Included observations: 84 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DAL(-1))	-0.550087	0.145254	-3.787066	0.0003
D(DAL(-1),2)	0.249730	0.117598	2.123584	0.0368
D(DAL(-2),2)	-0.325074	0.114064	-2.849917	0.0055
R-squared	0.454827	Mean dependent var		-0.001458
Adjusted R-squared	0.441366	S.D. dependent var		0.189909
S.E. of regression	0.141941	Akaike info criterion		-1.031746
Sum squared resid	1.631933	Schwarz criterion		-0.944931
Log likelihood	46.33334	Hannan-Quinn criter.		-0.996847
Durbin-Watson stat	1.876407			

Tablo 4'ü incelediğimizde DAL değişkeninin ADF birim kök testi olasılık değeri 0.0002 olarak hesaplanmıştır. Bu değer 0.05' ten küçük olduğu için döviz alış kuru değişkeninin ADF birim kök testine göre birinci farkında durağan hale geldiğini ifade etmektedir.

6.3. Engle-Granger Eşbütünlüşme Analizi

Bir önceki bölümde bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait durağanlık sınaması yapılmıştır. Bu bölümde bağımsız değişken ROM'nın bağımlı değişken DAL üzerindeki eşbütünlüşme

ilişkisi Engle-Granger eşbütünlüşme analiziyle hesaplanacaktır. Bu aşamada ilk olarak ROM ve DAL arasında bir regresyon analizi yapılacak ve bu regresyon analizinin hata terim serileri oluşturulacaktır. Engle-Granger eşbütünlüşme analizinin ikinci aşamasında ise regresyon analizinin sonuçlarına göre oluşturulan hata terim serilerinin durağanlığı test edilecektir. Bu aşamada regresyon analizi yapılırken ROM'nın döviz kuru üzerindeki etkisi inceleneceği için ROM bağımsız değişken, DAL ise bağımlı değişken olarak ele alınacaktır. Tablo 5 daha önce birinci farkları alınmış olan bağımlı değişken DAL1 ve bağımsız değişken ROM1' in regresyon analizleri göstermektedir.

Tablo 5. ROM ve Dolar Alış Kuru Değişkenlerinin Regresyon Analizi Sonuçları

Dependent Variable: DAL1				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/19 Time: 19:16				
Sample (adjusted): 2011M10 2018M12				
Included observations: 87 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ROM1	-0.017662	0.005251	-3.363427	0.0012
C	0.046371	0.017135	2.706150	0.0082
R-squared	0.117457	Mean dependent var		0.040455
Adjusted R-squared	0.107075	S.D. dependent var		0.168246
S.E. of regression	0.158984	Akaike info criterion		-0.817307
Sum squared resid	2.148451	Schwarz criterion		-0.760620
Log likelihood	37.55286	Hannan-Quinn criter.		-0.794481
F-statistic	11.31264	Durbin-Watson stat		1.232054
Prob(F-statistic)	0.001156			

Regresyon analizinde rezerv opsiyon mekanizmasının döviz alış kuru üzerindeki etkisi analiz edilmektedir. Bu sebeple regresyon analizi kurulurken ilk olarak birinci farkı alınarak durağan hale getirilmiş bağımlı değişken DAL1, ikinci olarak ise birinci farkı alınarak durağanlaştırılmış bağımsız değişken ROM1 seçilmiştir. Tablo 5'e göre ROM1'in katsayısı - 0,017662 olarak hesaplanmıştır. Bu katsayının negatif değerli olması, rezerv opsiyon mekanizması ile döviz kuru arasındaki tespit edilecek bir eşbütünlüşme ilişkisinde, bu ilişkinin ters yönlü olacağını göstermektedir.

Engle-Granger eşbütünlüşme analizinin ikinci aşamasında ise ROM1 ve DAL1 arasındaki regresyon analizinden oluşturulan hata terim serileri birim kök testine tabi tutulacaktır. Birim kök testi sonucunda bu regresyon analizinin hata terim serilerinin düzey değerlerinde durağan olması eşbütünlüşme ilişkisinin varlığını ispat edecektir. Hata terimlerinin düzeyde durağan olmaması durumunda ise eşbütünlüşme ilişkisi olduğunu söylemek mümkün değildir. Tablo

6 ROM1 ve DAL1 arasındaki regresyon analizi hata terim serilerinin ADF birim kök testi ile durağanlık sınavasını ortaya koymaktadır.

Tablo 6: ROM ve Dolar Alış Kuru Regresyon Hata Terim Serilerinin Birim Kök Testi

Null Hypothesis: RESID37 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic – based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.131202	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.592452	
	5% level		-1.944666	
	10% level		-1.614261	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID37)				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/19 Time: 19:19				
Sample (adjusted): 2011M12 2018M12				
Included observations: 85 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID37(-1)	-0.916140	0.112670	-8.131202	0.0000
D(RESID37(-1))	0.439112	0.103157	4.256743	0.0001
R-squared	0.444459	Mean dependent var		-0.003671
Adjusted R-squared	0.437766	S.D. dependent var		0.177391
S.E. of regression	0.133012	Akaike info criterion		-1.173513
Sum squared resid	1.468442	Schwarz criterion		-1.116039
Log likelihood	51.87431	Hannan-Quinn criter.		-1.150396
Durbin-Watson stat	1.861228			

ROM1 ve DAL1 arasında kurulan regresyon analizinin hata terim serilerine ait ADF birim kök testi sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Tablodan görüleceği üzere ADF birim kök testi istatistiği olasılık (Prob*) değeri 0.000 olarak hesaplanmıştır. Bu değer 0.05' ten küçük olduğu için; rezerv opsiyon mekanizması ile döviz kuru arasında eşbütünlüşme ilişkisi söz konusudur. Bir başka ifadeyle Türkiye' de rezerv opsiyon mekanizması uzun dönemde döviz kurunu etkilemektedir.

6.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

Aralarında eşbütünlüşme ilişkisi olduğu hesaplanan ROM ile DAL değişkenleri için bu aşamada Toda-Yamamoto nedensellik analizi yapılacaktır. Rezerv opsiyon mekanizması değişkeni ile dolar alış kuru değişkeni arasında yapılacak olan Toda-Yamamoto nedensellik analizinde ilk olarak gecikme sayısı belirlenecektir. Gecikme sayısı belirlenirken VAR analizinden yararlanılacaktır. VAR analizi yapılırken birinci farkları alınarak durağanlaştırılmış DAL1 ve ROM1 değişkenlerinden ilk olarak DAL1 değişkeni, ikinci olarak ise ROM1 değişkeni seçilecektir. Rezerv opsiyon mekanizması ve dolar alış kuru serilerde aylık veriler kullanıldığı için lag order maksimum sayısı 12 olarak belirlenecektir.

Tablo 7: ROM ve Dolar Alış Kuru VAR Analizi ile Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-139.3104	NA	0.148455	3.768276	3.830076	3.792952
1	-131.7787	14.46069	0.135123	3.674100	3.859499	3.748128
2	-121.8188	18.59185	0.115303	3.515169	3.824167*	3.638548*
3	-119.1487	4.841914	0.119548	3.550631	3.983228	3.723362
4	-114.9696	7.355081	0.119126	3.545857	4.102054	3.767940
5	-114.6400	0.562602	0.131630	3.643733	4.323529	3.915168
6	-114.4544	0.306863	0.146134	3.745450	4.548846	4.066237
7	-109.3703	8.134494	0.142519	3.716542	4.643537	4.086681
8	-96.71510	19.57341	0.113723	3.485736	4.536331	3.905227
9	-92.74888	5.922887	0.114571	3.486637	4.660831	3.955479
10	-88.93694	5.489184	0.116092	3.491652	4.789445	4.009846
11	-80.05497	12.31634*	0.102950*	3.361466*	4.782858	3.929012
12	-76.91453	4.187247	0.106628	3.384387	4.929380	4.001286

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tablo 7’de ROM1 ve DAL1 arasında kurulan VAR analizi ile gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Tabloda 5 farklı bilgi kriterinin sonuçları bulunmaktadır. Yıldız olanlar en iyi uzunluğu vermektedir. Uygun gecikme uzunluğu için 3 bilgi kriteri 11 ve 2 bilgi kriteri 2 sonucunu vermektedir. Yıldız sayısının en fazla olduğu gecikme sayısının seçilmesi durumunda lag order 11 olacaktır. Toda-Yamamoto nedensellik analizi ($d_{\max} + k$) ile tahmin edilmektedir.

k: Tahmin edilen VAR modelinin uygun gecikme uzunluğu;

d: Modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini göstermek üzere;

$d_{\max} + k = 1 + 11 = 12$ olduğu için tahmin katsayımızı 12 olarak ele alacağız.

İkinci aşamada rezerv opsiyon mekanizması değişkeni ile dolar alış kuru değişkeni arasındaki nedensellik ilişkisi incelenecektir. Tablo 8 rezerv opsiyon mekanizması ile dolar alış kuru değişkeni arasındaki Toda-Yamamoto nedensellik analizinin sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 8: ROM ve Dolar Alış Kuru Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 03/27/19 Time: 02:30			
Sample: 2011M09 2018M12			
Included observations: 75			
Dependent variable: DAL1			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
ROM1	35.01240	12	0.0005
All	35.01240	12	0.0005
Dependent variable: ROM1			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DAL1	19.76363	12	0.0717
All	19.76363	12	0.0717

Tablo 8’de ROM1 ve DAL1 arasındaki Toda-Yamamoto nedensellik analizine göre Dependent Variable = DAL1 olması, rezerv opsiyon mekanizmasının dolar alış kuruna olan etkisini göstermektedir. Tablo 8’de ROM1’ in olasılık (Prob.) değeri 0.0005 olarak hesaplanmıştır. Bu değer 0.05’ ten küçük olduğu için rezerv opsiyon mekanizmasının dolar alış kuru üzerinde anlamlı bir

etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Özetleyecek olursak Türkiye’de rezerv opsiyon mekanizması döviz kurunun önemli bir nedenidir.

7.Sonuç

Rezerv opsiyon mekanizması küresel kriz sonrasında gelişmekte olan ülkelere yönelen sermaye hareketlerinin etkilerini sınırlamak için TCMB tarafından 2011 yılının sonlarında geliştirilmiş bir politikadır. Bu politika bankaların zorunlu rezervlerinin bir kısmını döviz veya altın cinsinden tutabilmesine imkan sağlamaktadır.

Bu çalışmada Türkiye’de uygulanan rezerv opsiyon mekanizmasının döviz kuru üzerindeki etkisi incelenmiştir. Engle-Granger eşbütünlük ve Toda-Yamamoto nedensellik analizinin kullanıldığı bu çalışmanın sonucunda rezerv opsiyon mekanizması politikasının döviz kuru üzerinde ters yönlü ve oldukça güçlü bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ermişoğlu vd. (2013), Aysan vd. (2014), Gök (2016), Ergin ve Aydın (2017) ve Kara ve Afsal (2018) çalışmalarında rezerv opsiyon mekanizmasının döviz kurlarındaki istikrarsızlıkları sınırladığına dair sonuçlar elde etmiştir. Çalışmamızda ise bunu destekler nitelikte rezerv opsiyon mekanizması kullanım oranının döviz kurunun önemli bir nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Rezerv opsiyon mekanizması kullanım oranının artırılması suretiyle uygulanan bir politikanın döviz kurlarında istikrarı sağlama konusunda pozitif bir etkiye sahiptir. Rezerv opsiyon mekanizması kullanım oranı ile döviz kuru arasındaki ters yönlü ilişki, bu politikanın döviz kurlarında istikrarı sağlama konusunda faydalı olabileceğini ortaya koymaktadır.

Kaynakça

- AHMAD, F. (2013). The Effect of Oil Prices on Unemployment: Evidence from Pakistan, *Business and Economics Research Journal*, 4(1):43-57
- ALPER, K ve diğerleri (2012). Rezerv Opsiyonu Mekanizması, TCMB Ekonomi Notları, Sayı:2012-28, s.2.
- AMIRI, A., Ventelou, B. (2012). Granger Causality Between Total Expenditure On Health and GDP in OECD: Evidence From The Toda–Yamamoto Approach, *Economics Letters*, 116(3): 541-544
- ARABACI, H. (2017). Küresel Kriz Sonrası Türkiye’de Uygulanan Ekonomi Politikaları, *Social Sciences Research Journal*, 6(4): 1-10.
- ATILĞAN, M. H. (2016). Yeni Para Politikası Anlayışı ve Finansal İstikrar, Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi, 6(2): 249-268
- AYSAN, A. ve diğerleri (2014). Managing Short-Term Capital Flows in New Central Banking: Unconventional Monetary Policy Framework in Turkey, TCMB Working Paper, No:14/03, Şubat, ss.1-25.
- BERISHA, E. ve diğerleri (2015). Income Inequality And Household Debt: A Cointegration Test, *Applied Economics Letters*, 22(18): 1469-1473
- BÖCÜOĞLU, Mehmet Emin (2015). Rezerv Opsiyon Mekanizmasının Banka Davranışlarına Etkisi, TCMB Uzmanlık Tezi, Ankara, Haziran, s.21.
- ÇETİN, M.Ö. (2016). TCMB Para Politikası Uygulamalarının Gelişimi, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8(14): 67-101

- DEĞERLİ A., Fendođlu S. (2013). Reserve Option Mechanism as a Stabilizing Policy Tool: Evidence from Exchange Rate Expectations, TCMB Working Paper, 13(28), s.2.
- DEMİRHAN, B. (2013). Banu Demirhan, Türkiye' de Yeni Yaklaşım Çerçevesinde Para Politikalarının Finansal İstikrarı Sağlama Yönünde Uygulanması, Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi, 15(2): 567-589.
- DRITSAKI, C. (2018). Causality between Spending and Revenue in Case of Greece through Toda and Yamamoto Methodology, Journal of Business and Economic Policy, 5(1): 9-21.
- ENDERS, W. (2004). Applied Econometric Time Series, 2. Baskı, U.S.A.: Hamilton Printing, ss.335-336.
- ENGLE, R.F., Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica, 55(2):251-276.
- ERGİN, A., Aydın ve H.İ. (2017). Finansal İstikrarı Sağlamaya Yönelik Bir Araç: Rezerv Opsiyon Mekanizması, Batman Üniversitesi Yaşam Bilimleri Dergisi, 7(1): 63-75
- ERMİŞOĞLU, E. ve diğerleri (2013). Rezerv Opsiyonu Mekanizması ve Kur Oynaklığı, TCMB Ekonomi Notları, Sayı: 2013/04, 31 Ocak, ss.1-8.
- ERSOY, H., Işıl G. (2016). Küresel Kriz Sonrası Merkez Bankası Para Politikaları ve Finansal Sistem Üzerine Etkileri, İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Yıl:15, Özel Sayı:29, Bahar, ss.349-374.
- GÖK, İ.Y. (2016). Reserve Options Mechanism: The New Monetary Policy Tool of CBRT and Its Effect on Exchange Rate Volatility, International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research, 9(3): 50-54
- IMF (2013). Country Report, No:13/364, Washington, Aralık, s.13.
- İÇELLİOĞLU, C. (2017). Finansal İstikrar ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Para Politikası Stratejisi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(20): 20-38
- KARA M., Afsal M.Ş. (2018). The Effectiveness of Monetary Policy Instruments Applied for Financial Stability in Turkey, İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 7(3):1822-1847
- KÜÇÜKSARAÇ, D., Özel, Ö. (2012). Rezerv Opsiyonu Mekanizması ve Optimal Rezerv Opsiyonu Katsayılarının Hesaplanması, TCMB Çalışma Tebliđi, No:12/32, Kasım, s.4-5.
- OH, C. (2005). The Contribution of Tourism Development to Economic Growth in the Korean Economy, Tourism Management, 26:39-44
- ÖNER, S. (2018). 2008 Küresel Krizi Sonrası Dönem TCMB Para Politikası Uygulamaları, Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi (ASEAD), 5(12):409-416
- RAFAILIDIS, P., Katrakilidis, C. (2016). Oil Prices And The US Effective Exchange Rate: A Hidden Cointegration Analysis, Economics and Business Letters, 5(4):134-144
- SEREL, A., Özkurt, İ. (2014). Geleneksel Olmayan Para Politikası Araçları ve TCMB, Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, Sayı:22, ss.56-71.
- SHIMUL, S.N. (2013). Remittance and economic development: Evidence from Bangladesh, Business and Economic Horizons, 9(1):15-21
- SIAMI-NAMINI, S. (2017). Granger Causality Between Exchange Rate and Stock Price: A Toda Yamamoto Approach, International Journal of Economics and Financial Issues, 7(4): 603-607
- ŞAHİN, A. ve diğerleri (2015). Effectiveness Of The Reserve Option Mechanism As A Macroeconomic Prudential Tool: Evidence From Turkey, Applied Economics, 47(56):6075.
- TCMB (2011). Yıllık Rapor, s.54
- TCMB (2012). Yıllık Rapor, s.31-32.
- TCMB (2013). Yıllık Rapor, s.39.

TCMB (2014). Yıllık Rapor, s.38-39.

TCMB (2015). Yıllık Rapor, s.41.

TCMB (2016). Yıllık Rapor, s.34-43.

TCMB (2017). Yıllık Rapor, s.25.

TCMB, <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Banka+Hakkinda/Egitim-Akademik/Terimler+Sozlugu/> (Erişim Tarihi: 28.12.2018)

TODA, H.Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66(1-2): 225-250

WAHAB, M. ve diğerleri. (2016). The Study of Co-integration and Causal Link between Islamic Bank Financing and Economic Growth, *Abasyn University Journal of Social Sciences*, 9:134-146

WOLDE-RUFAEL, Y. (2010). Bounds Test Approach To Cointegration And Causality Between Nuclear Energy Consumption And Economic Growth in India, *Energy Policy*, 38(1): 52-58

YÜCEL, T., Serbest, E. (2012). Yeni Dönem Para Politikası Araçları, *Dayanışma Dergisi*, Sayı: 116, ss.8-17.

ZHOU, J. ve diğerleri (2017). Research on Cointegration Relationship Between the Electric Spot Markets and Future Markets, 4th International Conference on Engineering Technology and Application (ICETA2017), Nagoya Japonya, ss.74-80

Extended Abstract

After the global crisis, the monetary expansion policies implemented by the developed countries caused the global capital to move towards developing countries. The Reserve Option Mechanism (ROM) is a mechanism developed by the CBRT to control the risks associated with excess capital flows in the post-2008 period. ROM is a monetary policy instrument that allows commercial banks to establish their mandatory reserves in terms of foreign currency and gold. The CBRT first introduced this policy in September 2011. First, CBRT has provided the possibility to establish the amount up to 10% of the required reserves in \$ or €. At the end of 2017, the use of foreign exchange ROM was 75.5% and the utilization of gold was 90.9%. Since the ROM policy was developed and implemented by the CBRT, all of this literature is composed of domestic studies.

In this study, Engle-Granger cointegration analysis developed by Engle and Granger (1987) was performed first. Because Engle-Granger cointegration analysis is a widely used method in economic studies. Monthly data for the periods 2011: 09 and 2018: 12 were obtained from the data distribution system of the CBRT. Eviews-9 version was used for empirical analysis. For this analysis, it is essential that the variables are not stationary at the level values and are stationary at the same level. This analysis tests whether there is a long-term cointegration relationship between time series. In the Engle-Granger cointegration analysis, first, regression analysis was performed between two series and error term series of regression analysis were formed. As a result of the regression analysis, the coefficient of the reserve option mechanism variable was calculated as -0.017662 . This negative coefficient shows that the cointegration relationship between reserve option mechanism and exchange rate will be inversely related. Also unit root test was applied to these error term series. As a result of the applied unit root test, the error term series were

determined to be stationary. This indicates a cointegration relationship between the reserve option mechanism and the exchange rate.

In the second stage, Toda-Yamamoto causality analysis was performed for reserve option mechanism and exchange rate variables. Because Toda-Yamamoto causality analysis, it is a method commonly used in the econometric practice. VAR analysis was used to determine the number of delay. Since the monthly data is used in the reserve option mechanism and exchange series, the maximum number of lag order is 12. Toda-Yamamoto causality analysis ($d_{\max} + k$) is estimated (d_{\max} : maximum degree of integration of variables, k: optimal lag length). It is calculated as $(d_{\max} + k) = (1 + 11) = 12$. Therefore, the coefficient of estimation is 12. According to the results of Toda-Yamamoto causality analysis between reserve option mechanism and exchange rate, the probability value of ROM was calculated as 0.0005. Since this value is less than 0.05, the reserve option mechanism has a significant effect on the exchange rate.

In this study, the effect on the exchange rate of the reserve option mechanism implemented in Turkey were examined. As a result of this study, which used Engle-Granger cointegration and Toda-Yamamoto causality analysis, it was determined that reserve option mechanism policy had a very strong and negative effect on exchange rate. When we examine the literature examining the effects of the reserve option mechanism, it can be seen that the reserve option mechanism limits the instability in exchange rates. In parallel with the literature, this study shows that the use of reserve option mechanism is an important reason for the exchange rate.

The reserve option mechanism has a positive effect on stabilizing the exchange rates of a policy implemented by increasing its use. Therefore, the inverse relationship between the reserve option mechanism utilization rate and the exchange rate suggests that this policy may be useful in maintaining stability in exchange rates.