



# Türkiye’de 1990–2024 Dönemi Para Politikası Uygulamalarının Uluslararası Rezervlere Etkisi

*The Impact of Monetary Policy on International Reserves in Turkey in The Period 1990-2024*

**Erhan Akardeniz**<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Dr. Öğretim Üyesi, Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, erhanakardeniz@gantep.edu.tr, Orcid Id: 0000-0003-2269-8182

## MAKALE BİLGİSİ

### Anahtar Kelimeler

Para Politikası,  
Para Banka,  
Makro Ekonomi,

### Makale Geçmişi:

Geliş Tarihi: 31 Aralık 2025  
Kabul Tarihi: 15 Mart 2026

## ARTICLE INFO

### Keywords

Monetary Policy,  
Monetary Bank,  
Macroeconomics

### Article History:

Received: 31 December 2025  
Accepted: 15 March 2026

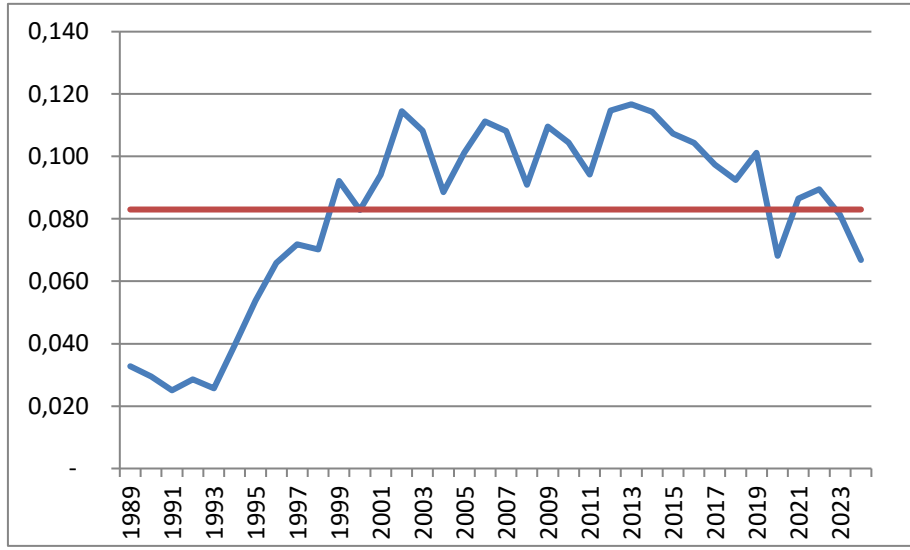
## ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye’de para politikalarının uluslararası rezervler üzerindeki etkileri 1990–2024 dönemi için ampirik olarak analiz edilmektedir. Yapısal kırılmaların ani değil, yumuşak geçişler şeklinde ortaya çıkabileceği varsayımından hareketle Fourier yaklaşımı benimsenmiştir. Bu çerçevede, Fourier ADF, Fourier GLS ve Fourier KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki, yapısal kırılmaları içsel olarak dikkate alan Fourier ARDL sınır testi ile araştırılmış ve para politikası göstergeleri ile uluslararası rezervler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konulmuştur. Uzun dönem katsayı tahmin sonuçlarına göre, uluslararası rezerv düzeyini, ekonomik büyüme performansı ve kısa vadeli krediler belirlemektedir. Buna karşılık, politika faizi ve para arzı gibi geleneksel para politikası araçlarının, rezervler üzerinde uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçları, kısa dönemde politika faizi ve kredi hacminin rezervler üzerinde güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı etkiler yarattığını, ancak bu etkilerin kalıcı olmadığını göstermektedir. Elde edilen bulgular, Türkiye’de para politikası–rezerv ilişkisinin doğrusal olmayan ve zamanla değişen bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Elde edilen bulgular, rezerv yönetiminin kısa vadeli faiz kararlarından ziyade kredi politikaları, büyüme dinamikleri ve makro ihtiyati araçlarla birlikte değerlendirilmesi gerektiğine işaret etmektedir.

## ABSTRACT

This paper empirically analyzes the effects of monetary policies on international reserves in Turkey for the period 1990-2024. Based on the assumption that structural breaks may occur as smooth transitions rather than abrupt ones, the Fourier approach is adopted. In this framework, Fourier ADF, Fourier GLS and Fourier KPSS unit root tests are applied. The long-run relationship between the variables is investigated with the Fourier ARDL bounds test, which takes structural breaks into account endogenously, and the results reveal the existence of a long-run cointegration relationship between monetary policy indicators and international reserves. According to the long-run coefficient estimation results, the level of international reserves is determined by economic growth performance and short-term credits. On the other hand, traditional monetary policy instruments such as policy rate and money supply are found to have no statistically significant effect on reserves in the long run. The error correction model results indicate that the policy rate and credit volume have strong and statistically significant effects on reserves in the short run, but these effects are not permanent. The findings suggest that the monetary policy-reserve relationship in Turkey has a non-linear and time-varying structure. The findings suggest that reserve management should be evaluated in conjunction with credit policies, growth dynamics, and macroprudential tools rather than short-term interest rate decisions.

Uluslararası rezervler, bir ülkenin dış şoklara karşı dayanıklılığını, para ve döviz kuru politikalarının etkinliğini ve genel makroekonomik istikrar düzeyini yansıtan temel göstergeler arasında yer almaktadır. Özellikle sermaye hareketlerinin serbest olduğu ve finansal kırılganlıkların görece yüksek seyrettiği gelişmekte olan ülkelerde rezervler, ani sermaye çıkışları, döviz kuru oynaklığı ve dış finansman baskılarına karşı kritik bir tampon işlevi görmektedir. Bu nedenle rezervlerin seviyesi ve dinamikleri, para politikasının güvenilirliği ve sürdürülebilirliği açısından merkezi bir öneme sahiptir. Türkiye’de 1990–2024 dönemi, para politikası uygulamaları, döviz kuru rejimindeki dönüşümler, finansal krizler ve yapısal reformlar açısından önemli kırılmaların yaşandığı bir zaman dilimini kapsamaktadır. 1990’lı yıllarda yüksek enflasyon, kamu açıkları ve kırılgan sermaye hareketleri rezerv yönetimini sınırlarken; 2001 krizi sonrasında dalgalı kur rejimine geçiş, merkez bankası bağımsızlığının güçlendirilmesi ve fiyat istikrarı odaklı para politikası çerçevesi rezerv birikimini destekleyen bir yapı oluşturmuştur. Ancak küresel finansal kriz sonrası dönemde uygulanan geleneksel olmayan para politikaları ve özellikle 2015 sonrası artan makroekonomik belirsizlikler, rezerv dinamiklerinin yeniden tartışmalı hâle gelmesine yol açmıştır.



Şekil 1. Türkiye'nin Uluslararası Rezervlerinin Rezervlerinin Gayri Safi Yurt İçi Hasılaya Oranı (1989-2024)

Kaynak: TÜİK ve TCMB verilerinden yazar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 1, Türkiye’de uluslararası rezervlerin GSYH’ye oranının 1990–2023 dönemindeki seyrini göstermektedir. 1990’lı yılların başında oldukça düşük seviyelerde bulunan rezerv/GSYH oranı, özellikle 1994 krizi sonrasında belirgin bir artış eğilimine girmiştir. 2001 krizi sonrasında uygulanan dalgalı kur rejimi, sıkı para politikası ve artan sermaye girişleriyle birlikte bu oran hızla yükselmiş ve 2000’li yılların ortalarından itibaren yaklaşık %8 civarında seyreden eşik değerin üzerinde kalmıştır. Bu görünüm, rezerv birikiminin makroekonomik istikrarın destekleyici bir unsuru hâline geldiğini göstermektedir. 2010–2014 döneminde rezerv/GSYH oranının görece yüksek ve istikrarlı seyri, küresel likidite bolluğu ve sermaye girişlerinin etkisini yansıtmaktadır. Buna karşılık, 2015 sonrası dönemde artan dış finansman ihtiyacı, küresel parasal sıkılaştırma süreci ve iç ekonomik belirsizlikler rezervlerin GSYH’ye oranında aşağı yönlü bir eğilime yol açmıştır. Özellikle 2018 sonrası dönemde bu oranın belirgin biçimde gerilemesi, rezerv yeterliliğinin zayıfladığına ve dış şoklara karşı tampon kapasitesinin azaldığına işaret etmektedir. Bu durum, rezerv dinamiklerinin yalnızca kısa vadeli para politikası kararlarıyla değil; büyüme performansı, sermaye hareketleri ve kredi genişlemesi gibi makroekonomik unsurlarla birlikte değerlendirilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından yürütülen para politikalarının uluslararası rezervler üzerindeki etkilerini 1990–2024 dönemi için tarihsel ve ampirik bir çerçevede analiz etmektir. Bu kapsamda, para politikası araçları ile rezerv dinamikleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin ortaya konulması ve özellikle son dönemdeki politika dönüşlerinin rezervler üzerindeki yansımalarının değerlendirilmesi hedeflenmektedir. Türkiye’de rezerv–para politikası ilişkisini uzun dönemli ve yapısal kırılmaları dikkate alan çalışmaların sınırlı olması, bu çalışmanın literatüre katkısını oluşturmaktadır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonra rezervlerin ekonomik önemini ve rezervlere etki etmesi beklenen ekonomik değişkenlerin teorik açıklamalarının yer aldığı ikinci bölüm yer alacaktır. Daha sonra veriler ile ilgili testlere, analizlere değinilecek ve elde edilen bulgular sonuç bölümünde tartışılacaktır.

## 1. KAVRAMSAL ÇERÇEVE VE LİTERATÜR ÖZETİ

Modern merkez bankacılığı yaklaşımları, rezervlerin iki temel işlevine dikkat çekmektedir: birincisi, ani sermaye çıkışlarına karşı ihtiyati bir tampon olarak; ikincisi ise döviz kuru ve likidite koşullarını yönetmek için aktif bir politika aracı olarak (Obstfeld vd., 2010; Jeanne & Rancière, 2011). Bu çift yönlü işlev, para politikası ile rezerv yönetimi arasında karşılıklı bir geri besleme mekanizması oluşturur. Yeterli düzeyde rezerv birikimi, dış şoklara karşı para politikasının bağımsızlığını güçlendirebilir; ancak aşırı rezerv birikimi sterilizasyon yüklerini artırarak faiz oranı sinyalleşmesini zorlaştırabilir.

Uluslararası rezervler, ülkelerin dış yükümlülüklerini karşılayabilme kapasitesini, döviz kuru istikrarını ve finansal kırılganlıklara karşı dayanıklılığını belirleyen temel makroekonomik göstergeler arasında yer almaktadır. Klasik literatürde rezerv talebi; ihtiyat güdüsü, işlem güdüsü ve spekülasyon güdüsü çerçevesinde ele alınmaktadır (Keynes, 1936). Özellikle gelişmekte olan ülkelerde rezervler, ani sermaye çıkışlarına ve kur şoklarına karşı bir sigorta mekanizması olarak değerlendirilmektedir (Aizenman & Lee, 2007; International Monetary Fund, 2015). Frenkel ve Jovanovic (1981), rezerv talebini stokastik dış şoklar karşısında optimal bir denge unsuru olarak tanımlarken; Edwards (1983) ve Flood ve Marion (2002), rezervlerin para politikası güvenilirliği ve döviz kuru rejimiyle doğrudan ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Bu çalışmalar, para politikasındaki sıklık veya gevşekliğin rezerv birikimi üzerinde belirleyici rol oynadığını vurgulamaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerde para politikası uygulamaları ile rezerv dinamikleri arasındaki ilişki, gelişmiş ülkelere kıyasla daha karmaşık bir yapı sergilemektedir. Aizenman ve Lee (2007), bu ülkelerde rezerv birikiminin yalnızca ticaret hacmiyle değil, aynı zamanda sermaye hareketlerinin oynaklığı ve para politikası bağımsızlığı ile de ilişkili olduğunu göstermektedir. IMF destekli çalışmalar, özellikle dalgalı kur rejimi uygulayan ülkelerde merkez bankalarının örtük kur hedeflemesi yoluyla rezervleri aktif bir politika aracı olarak kullandığını ortaya koymaktadır (International Monetary Fund, 2015). Merkez bankası rezervleri ve faiz oranı kararları arasındaki ilişki, özellikle Yeni Sanayileşen Ülkelerde (NICs) para politikasının kritik bir yönüdür. Ekonomik unsurlar kadar jeopolitik unsurlar da rezerv ve politika faizlerini şekillenmektedir (Akardeniz, 2025).

Türkiye’de uluslararası rezervler üzerine yapılan erken dönem çalışmalar, 1990’lı yıllarda finansal serbestleşme sonrası artan kırılganlıklara odaklanmaktadır. Yücel ve Kalyoncu (2010) ve Boratav (2003), bu dönemde rezervlerin azalmasının 1994 ve 2001 krizlerinin derinleşmesinde önemli rol oynadığını vurgulamaktadır. Rezervlerin büyük ölçüde kısa vadeli sermaye girişlerine bağımlı olması, para politikasının etkinliğini sınırlandırmıştır. 2001 krizi sonrası dönemde Türkiye’de para politikası çerçevesi köklü biçimde değişmiş, fiyat istikrarı hedefi ön plana çıkmıştır. Bu süreçte TCMB, dalgalı kur rejimi altında rezerv biriktirme stratejisini sistematik hâle getirmiştir. Akyüz ve Boratav (2003), bu dönemi “rezerv tamponu oluşturma süreci” olarak tanımlamaktadır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından yayımlanan raporlar, 2002–2008 döneminde sıkı para politikası ve sermaye girişlerinin rezerv artışını desteklediğini göstermektedir (TCMB, 2010). 2010 sonrası literatür, küresel finansal kriz sonrası dönemde uygulanan geleneksel olmayan para politikalarının rezervler üzerindeki etkisine odaklanmaktadır. Özellikle zorunlu karşılıklar, faiz koridoru ve makroihtiyati araçlar, rezervlerin seyri dolaylı olarak etkilemiştir. Kara (2015), Türkiye’de uygulanan bu politikaların rezerv birikimini niceliksel olarak artırsa da rezervlerin kalitesini tartışılabilir hâle getirdiğini ileri sürmektedir. Sonraki çalışmalar (Özatay, 2020; Orhangazi ve Yeldan, 2023), swap işlemleri yoluyla artırılan brüt rezervlerin, net rezerv göstergeleri açısından yeterli tampon oluşturmadığını savunmaktadır. 2021 sonrası literatür, Türkiye’de uygulanan düşük faiz politikaları ve döviz korumalı mevduat (KKM) sistemi çerçevesinde rezervlerin hızla eridiğini ortaya koymaktadır. IMF ve Dünya Bankası raporları, bu dönemde rezervlerin para politikasının sürdürülebilirliği açısından kritik bir zayıflık unsuru hâline geldiğini belirtmektedir (World Bank, 2024).

**Tablo 1.** Uluslararası Rezervler Hakkındaki Çalışmalar

Yazar/Yazarlar	İncelenen Ülke/Ülkeler	Method	Elde Edilen Bulgular
Edwards (1983)	Gelişmekte olan ülkeler	Panel regresyon analizi	Rezerv talebi, para politikası güvenilirliği ve döviz kuru rejimiyle ilişkilidir.
Flood & Marion (2002)	Gelişmekte olan ülkeler	Panel veri analizi	Rezerv birikimi, kur rejimi ve politika tutarlılığı tarafından belirlenmektedir.
Aizenman & Lee	Gelişmekte olan ülkeler	Panel regresyon analizi	Rezerv birikimi; ticaret hacmi, sermaye oynaklığı ve politika

(2007)			bağımsızlığıyla ilişkilidir.
International Monetary Fund (2015)	Çoklu ülke	Panel veri analizi / ülke karşılaştırması	Dalgali kur rejimlerinde rezervler aktif politika aracı olarak kullanılmaktadır.
Yücel ve Kalyoncu(2010)	Türkiye	Zaman serisi analizi	Rezerv yetersizliği, 1994 ve 2001 krizini derinleştirmiştir.
Boratav (2003)	Türkiye	Zaman serisi analizi	Kısa vadeli sermaye girişlerine dayalı rezerv yapısı kırılabilirliği artırmıştır.
Akyüz & Boratav (2003)	Türkiye	Yapısal zaman serisi analizi	2001 sonrası rezerv tamponu oluşturma süreci yaşanmıştır.
Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2010)	Türkiye	Zaman serisi temelli rapor analizi	Sıkı para politikası ve sermaye girişleri rezerv artışını desteklemiştir.
Kara (2015)	Türkiye	Zaman serisi temelli politika analizi	Geleneksel olmayan politikalar rezerv miktarını artırmış, kaliteyi zayıflatmıştır.
Özatay (2020)	Türkiye	Zaman serisi analizi	Brüt rezerv artışı net rezerv açısından yeterli değildir.
Orhangazi ve Yeldan(2023)	Türkiye	Zaman serisi analizi	Rezerv erimesi para politikası sürdürülebilirliğini zayıflatmıştır.
World Bank (2024)	Türkiye	Zaman serisi temelli makro değerlendirme	Rezerv yetersizliği temel kırılabilirlik unsuru hâline gelmiştir.
Akardeniz (2025)	NICs / Türkiye	Zaman serisi / karşılaştırmalı analiz	Jeopolitik faktörler, rezerv ve politika faizi kararlarını etkilemektedir.

## 2. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

### 2.1. Veri Seti

Bu bölümde, Türkiye’de para politikalarının uluslararası rezervler üzerindeki etkilerini ampirik olarak analiz etmek amacıyla kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemler sunulmaktadır. Analiz, farklı para politikası rejimleri ve yapısal dönüşümler içeren uzun dönemli zaman serilerine dayandırılmakta; doğrusal modellerin sınırlılıklarını aşmak amacıyla yapısal kırılmaları yumuşak geçişler yoluyla modele dâhil edebilen Fourier tabanlı yöntemler tercih edilmektedir. Bu çerçevede, öncelikle kullanılan verilerin tanımı ve kaynakları açıklanmakta, ardından serilerin durağanlık ve eşbütünlüğe özellikleri uygun ekonometrik tekniklerle test edilmektedir.

**Tablo 2.** Değişkenler ve Açıklamaları

Değişkenler	Kısaltmalar
Uluslararası Rezervler(Milyar Dolar)	REZ
Para Arzı(Milyon TL)	M2
Politika Faizi (%)	PF
Yurt İçi Hasıla(Milyar Dolar)	GSYH
Kısa Vadeli Borçlar(Milyar Dolar)	KV

Tablo 3, çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir. Uluslararası rezervler değişkeni, yüksek standart sapma değeriyle birlikte dönemler itibarıyla belirgin bir oynaklık sergilemektedir. Ölçek farklılıklarının azaltılması ve katsayıların esneklik biçiminde yorumlanabilmesi amacıyla rezervler, para arzı, kredi hacmi ve GSYH değişkenlerinin doğal logaritmaları alınmıştır. Politika faizi ise bir oran değişkeni olması nedeniyle seviyesinde modele dâhil edilmiştir.

**Tablo 3.** Tanımlayıcı İstatistikler

Seriler	Gözlem	Ortalama	Maksimum	Minimum	Standart Sapma	Jarque-Bera	Olasılık
REZ	35	52098.36	110926.75	4780.46	35497.67	3.37	0.184570
M2	35	1734767.67	17500661.65	47.14	3855835.	154.18	0.000000
PF	35	38.48	183.20	1.63	39.27929	29.24	0.000000
GSYH	35	570.72	1359.12	146.14	334.0423	2.24	0.324755
KV	35	65428.61	172742.00	5745.00	52745.69	3.28	0.193682

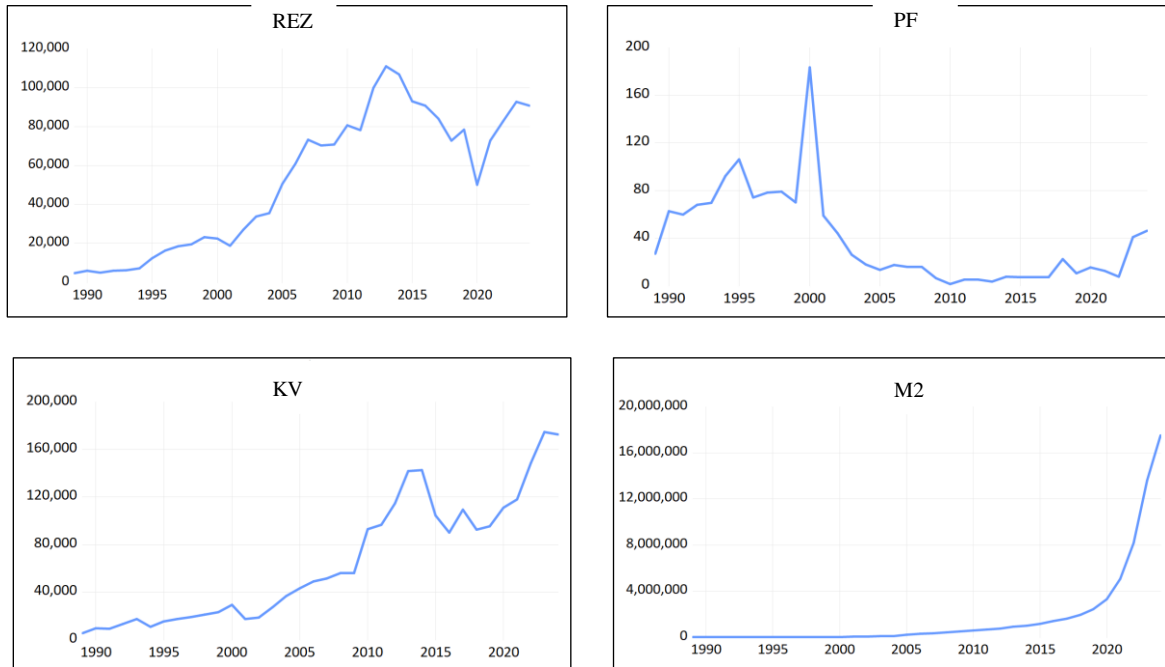
Jarque–Bera olasılık değeri, rezerv serisinin normal dağılım varsayımını reddetmemektedir. Para arzını temsilen kullanılan para arzı ve politika faizi değişkenleri için Jarque–Bera test sonuçları, bu serilerin normal dağılım göstermediğini ve dönemsel dalgalanmalara duyarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Buna karşılık, GSYH ve kısa vadeli borçlar değişkenleri için elde edilen olasılık değerleri, normal dağılım varsayımının kabul edilebildiğini göstermektedir. Genel olarak bulgular, değişkenlerin farklı dağılım ve oynaklık özelliklerine sahip olduğunu ortaya koymakta ve yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier tabanlı yöntemlerin kullanımını metodolojik açıdan desteklemektedir.

Tablo 4, değişkenler arasındaki ikili korelasyon katsayılarını göstermektedir. Uluslararası rezervler ile para arzı, gsyh ve kısa vadeli borçlar arasında pozitif yönlü bir ilişki gözlenirken, politika faizi ile rezervler arasında güçlü ve negatif bir korelasyon bulunmaktadır. Bu durum, faiz oranlarındaki artışların rezervler üzerinde baskı oluşturabileceğine işaret etmektedir. Para arzı ve kısa vadeli borçlar, gsyh ile yüksek pozitif korelasyona sahip olması, parasal genişleme ve borçlanma dinamiklerinin ekonomik büyüme ile birlikte hareket ettiğini göstermektedir.

**Tablo 4.** Korelasyon Matrisi

	REZ	M2	PF	GSYH	KV
REZ	1.00				
M2	0.44	1.00			
PF	-0.69	0.14	1.00		
GSYH	0.52	0.68	-0.61	1.00	
KV	0.63	0.71	-0.55	0.59	1.00

Buna karşılık, korelasyon katsayıları değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine dair doğrudan bir çıkarıma imkân tanımamakta olup, bu ilişkilerin yönü ve kalıcılığı ekonometrik analizlerle test edilmektedir.



**Şekil 2.** Değişkenlerin Zaman Yolu Seyri.

Şekil 2, 1990–2024 döneminde değişkenler birlikte değerlendirildiğinde, özellikle 2000’li yılların başından itibaren parasal büyüklüklerde belirgin bir genişleme eğilimi dikkat çekmektedir. Uluslararası rezervlerin 2002 sonrası dönemde hızlı bir artış gösterdiği, 2013 sonrasında ise dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir. Politika faizi serisi, 2001 krizi döneminde keskin bir yükselişe işaret etmekte; izleyen yıllarda ise genel olarak düşüş eğilimi sergileyerek görece düşük seviyelerde yatay bir görünüm kazanmaktadır. Kredi hacmi, özellikle 2009 sonrası dönemde ivmelenmiş ve finansal derinleşmenin arttığı bir yapıya işaret etmiştir. Para arzı ise tüm dönem boyunca artan bir trend sergilemekle birlikte, 2018 sonrası dönemde belirgin bir hızlanma göstermiştir.

## 2.2. Ekonometrik Yöntem ve Ampirik Bulgular

### 2.2.1. Fourier ADF Birim Kök Testi

Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testi, ADF testinin temel çerçevesini esas almakla birlikte, Fourier dönüşümünü kullanarak zaman serisinin frekans yapısını dikkate almaktadır. Bu özellik, testin yapısal kırılmaların varlığına ilişkin ön bilgi gerektirmeden, serideki olası birden fazla yapısal değişimi yakalayabilmesini

sağlamaktadır. Dolayısıyla Fourier ADF testi, geleneksel ADF yaklaşımına kıyasla daha esnek bir yapı sunmaktadır. Bu test kapsamında önerilen veri üretim süreci aşağıda ifade edilmektedir.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-1} + v_t \quad (1)$$

İlgili denklemde  $t$  trend terimini,  $k$  frekans parametresini ve  $T$  toplam gözlem sayısını temsil etmektedir. Fourier ADF birim kök testinde temel varsayım, zaman serisinin birim kök içerdiği ve durağan olmadığı yönündedir. Buna karşılık alternatif hipotez, serinin durağan bir yapıya sahip olduğunu ileri sürmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden daha büyük olması durumunda boş hipotez kabul edilirken, test istatistiğinin kritik değerden daha küçük olması hâlinde boş hipotez reddedilmekte ve serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Testin hipotez yapısı ve karar kuralları Enders ve Lee (2012, s. 196–199) tarafından ayrıntılı biçimde ortaya konulmuştur (Enders & Lee, 2012, s. 196-199).

### 2.2.2. Fourier KPSS Birim Kök Testi

Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen Fourier KPSS testi, KPSS durağanlık testine Fourier bileşenlerinin eklenmesiyle oluşturulmuş bir birim kök testidir. Bu test, yapısal değişimlerin modellenmesinde Fourier fonksiyonlarını kullanarak, zaman serilerindeki deterministik yapının daha esnek biçimde temsil edilmesine olanak tanımaktadır. Fourier yaklaşımı, yapısal kırılmalı testlerde sıklıkla kullanılan kukla değişkenlerin yerine geçebilen bir alternatif sunmaktadır. Ayrıca bu yöntem, ani değişimlerin yanı sıra yumuşak geçişleri de dikkate alarak daha gerçekçi bir analiz imkânı sağlamaktadır. Fourier KPSS testinin ayırt edici özelliği, sıfır hipotezinin serinin durağan olduğu varsayımına dayanmasıdır. Fourier fonksiyonlarının dâhil edildiği test yapısı aşağıda ifade edilmektedir;

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

$$Z_t = \left[ \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right]' \quad (3)$$

Şeklinde tanımlanan vektör trigonometrik terimleri içermektedir. Bu denklemde yer alan  $t$ , trend terimi;  $T$  ise örnek büyüklüğünü ve  $k$  frekans değeri olarak tanımlanmaktadır. Burada  $\varepsilon_t$  durağan hata terimidir ve  $u_t, \sigma_u^2$  varyanslı, bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir. Düzeyde durağan  $y_t$  için  $X_t = [1]$ , trend durağanlık için  $X_t = [1]$  geçerli olmaktadır  $Z_t'$  teriminin seçilmesinin sebebi Fourier açılımı yardımıyla kırılmaların daha doğru bir şekilde bütünleştirilebilir, işlevler üzerinden tahmin edilebilmesidir.  $\alpha_t$  kavramı, bilinmeyen formda ve bilinmeyen sayıdaki kırılmayı ifade etmektedir. Kırılmaların özelliğinin ne olduğuna bakılmadan, şartların çok kötü olması durumunda  $\alpha_t$  yeterli uzunlukta bir Fourier serisi ile doğru kırılma sayısını tahmin edebilecektir;

$$\alpha_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); n < \frac{T}{2} \quad (4)$$

Yukardaki denklemde yer alan  $n$ , yaklaşımda yer alan frekansların kaç tane olduğunu gösteren sayıdır.  $k$ , belirli bir frekansı simgelemektedir. Durağanlık hipotezine ilişkin ( $H_0: \sigma_u^2 = 0$ ) alternatif hipoteze karşı “seride birim kök bulunmamaktadır” manasına gelen hipotez denetlenmektedir. Temel bir benzetim sistemi ile hesaplanan FKPSS test istatistiğinin, elde edilen kritik tablo değerlerinden küçük olması durumunda temel hipotez kabul edilmektedir. Test istatistiğini hesaplayabilmek için ise aşağıda verilen sabit ve trendli ya da sabit modellerden bir tanesi yaklaşık olarak tahmin edilir ve kalıntılar hesaplanır.

$$y_t = \alpha_0 + y_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (5)$$

$$y_t = \alpha_0 + \beta_t + y_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (6)$$

4 numaralı denklem ile durağanlık temel hipotezi için deneme yapılırken, 5 numaralı model ile trend durağanlık temel hipotezi de denenmektedir. Test istatistiği şu şekilde hesaplanır:

$$\tau_\mu(k) \text{ veya } \tau_\mu(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \widetilde{S}_t(k)^2}{\widetilde{\sigma}^2} \quad (7)$$

6 numaralı modelde belirtilen  $\widetilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \widetilde{\varepsilon}_j$  iken,  $\widetilde{\varepsilon}_j$  4 ve 5 numaralı modellerden elde edilen en küçük kareler kalıntılarıdır. Burada elde edilen k değeri ise minimum en küçük karelerin kalıntısını ifade eden frekans değeri olarak bulunmuştur. Becker vd. (2006)'nın  $\widetilde{\sigma}^2$  tahmini ise şu şekildedir:

$$\widetilde{\sigma}^2 = \widetilde{\gamma}_0 + 2 \sum w_j \widetilde{\gamma}_j \quad (8)$$

7 numaralı denklemde  $\widetilde{\gamma}_j$  4 ve 5 numaralı denklemlerden elde edilen j. örneklem otokovaryansı ifade etmektedir.  $w_j$ ,  $j=1, 2, \dots, 1$  ağırlık dizisi olup; l kırpma gecikme parametresi olarak kabul edilmektedir. Geleneksel KPSS testine kıyasla, doğrusal olmayan bir trendin olmadığı durumlarda FKPSS testi daha güçlü bir test yöntemidir. Bu sebeple, analize başlamadan önce çalışmalarda doğrusal olmayan bir trendin varlığının tespit edilmesi önemlidir ( $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ ). Bu hipotez için kullanılacak F testi istatistiği şu şekildedir:

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T - q)} \quad i = \mu, \tau \quad (9)$$

İlgili modelde  $SSR_1(k)$ , trigonometrik terimlerin yer almadığı regresyondan elde edilen hata kareleri toplamını göstermekte ve bu yapı boş hipotezin geçerli olduğu durumu yansıtmaktadır. q değişkeni ise regresyon denkleminde kullanılan bağımsız değişkenlerin sayısını ifade etmektedir. Fourier KPSS testinde sıfır hipotezi, serinin birim kök içerdiği ve durağan olmadığı varsayımına dayanırken, alternatif hipotez serinin durağan olduğunu ileri sürmektedir. Test istatistiğinin kritik değerleri aşması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Aksi durumda ise serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Rodrigues ve Taylor (2012)'ın geliştirdiği FGLS birim kök testinde ise Fourier tipi fonksiyona ait frekans bileşeni kullanılarak ve GLS birim kök testine dayanılarak durağanlık sınaması yapılmaktadır. FGLS birim kök testindeki amaç zaman serilerinde meydana gelen bilinmeyen sayı ve formdaki kademeli kırılmaların ve deterministik bileşenlerin tespitidir. Bu nedenle FGLS birim kök testinin serileri trendden arındırmak için kullanılması OLS (Sıradan En Küçük Kareler-Ordinary Least Squares) ve LM (Lagrange Çarpımı-Lagrange Multiplier) testlerine göre daha güvenilir ve güçlü sonuçlar vermektedir. Ayrıca FGLS birim kök testi de birim kökün varlığını sınarken daha tutarlı kabul edilmektedir. Bu teste ait durağanlık analizi Denklem 9'da yer alan regresyon denklemini temel almaktadır:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklemde yer alan ve sabit bir değer alan (k) Fourier frekansını, hata terimlerinin, sıfır ortalama ve sabit varyans varsayımı altında normal dağılım gösterdiği kabul edilmektedir. Yukarıda eşitlik;

$$y_t = z_t' \alpha + f_t(k)' \varphi + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$y_t = Z_t \alpha + f_t(k) \varphi + \varepsilon_t \quad (12)$$

Yukarıdaki denklemlere göre  $(Z = (z_1', \dots, z_T')')$  ve  $(f(k) = f_1(k)', \dots, f_T(k)')$  olduğundan dolayı eşitliğin parametreleri GLS yöntemi kullanılarak trendden arındırıldığında Denklem 12'de FGLS birim kök testi istatistiklerinin hesaplandığı regresyon denklemi elde edilmektedir.

$$\Delta y_t^{c_{k,\zeta}} = \theta y_{t-1}^{c_{k,\zeta}} + \varepsilon_t$$

Bu denklemde  $(t = 2, \dots, T)$  olduğunda  $(\zeta = \mu, \tau)$  teriminde yer alan  $(\mu)$  sabit terimi,  $(\tau)$  trend kısmını ve  $(c_{k,\zeta})$  ise deterministic bileşen durmunu ifade etmektedir. Fourier GLS birim kök testinde temel hipotez  $(\varphi = 1)$  şeklindedir. Seride birim kök olmadığını ifade eden bu hipotez, alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Sabitli ve sabit+trend formuna göre hesaplanan Fourier GLS t-istatistikleri elde edilen tablo değerleri mutlak olarak kritik değerlerden büyük ise temel hipotez kabul edilmektedir (Rodrigues ve Taylor, 2012).

Seriler arasında olası uzun dönemli ilişkiyi değerlendirmek için öncelikle durağanlık sağlanmalıdır. Yapısal kırılmaların karmaşık doğasını modelleyebilen Fourier yaklaşımı ile genişletilmiş ARDL sınır testi (FARDL), birden fazla ve farklı özellikteki kırılmaları içerebilen güçlü bir eşbütünleşme yöntemi olarak öne çıkmaktadır. Bu test, genel F istatistiği sunabilmesinin yanı sıra yapısal dönüşümün etkilerini göz ardı etmeyen bir çerçeve sunar (Tsong, Lee, Tsai, & Hu, 2016). ARDL çerçevesine dayalı eşbütünleşme analizleri, özellikle küçük örneklem için güvenilir sonuçlar vermesi ve değişkenlerin farklı seviyelerde durağan olmasına izin vermesiyle dikkat çekmektedir. Ayrıca, yapısal kırılmaların içsel olarak modele dâhil edilebilmesi yöntemin gücünü artırmaktadır. Bu özellikler, Fourier Bootstrap ARDL gibi modern türev yöntemlerin avantajlarını ön plana çıkarır (Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo, 2014). Fourier fonksiyonuna dair denklem eşitlik (8)'de gösterilmektedir:

$$d(t) = \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (13)$$

Fourier yaklaşımında kullanılan  $k$ , terimi, serideki periyodik dalgalanmaların sayısını temsil eden Fourier frekansını ifade etmektedir ve genellikle  $(1 \leq k \leq 5)$  aralığında seçilir. Bu bağlamda,  $\pi=0.3$  değeri sabit bir parametre olarak alınırken,  $k$  değeri Fourier serisinin frekans düzeyini belirlemektedir. Modelde  $d(t)$  deterministik trendi,  $t$ , zaman trendini ve  $T$  ise gözlem sayısını ya da örneklem büyüklüğünü göstermektedir. Bu parametrik yapılar, özellikle yapısal kırılmaların modellenmesinde kullanılan Fourier dönüşümlerinin etkinliğini artırmak amacıyla Ludlow ve Enders (2000) ile Becker ve diğerleri (2006) tarafından önerilmiştir.

$$d(t) = \lambda_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (14)$$

Fourier ile genişletilerek elde edilen ARDL aşağıda gösterilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{REZ}_t) = & \beta_0 + \lambda_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 \ln(\text{M2}_{t-1}) + \beta_3 \ln(\text{KV}_{t-1}) + \beta_4 \ln(\text{GSYH}_{t-1}) + \beta_5 \text{PF}_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta \ln(\text{M2}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q-1} \delta_i \Delta \ln(\text{KV}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{m-1} \theta_i \Delta \ln(\text{GSYH}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{p-1} \partial_i \Delta \text{PF}_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (15)$$

Eşitlik (10)'de frekans değerinin ( $k$ ) tam sayı olması kırılmaların geçici olduğu, kesirli olması ise kırılmaların kalıcı olduğu anlamına gelmektedir.  $F_A$ ,  $F_B$  ve  $t$  için kritik değerler bootstrap simülasyonu ile hesaplanmıştır. McNown vd. (2018), bootstrap performansının ARDL sınır testinde kullanılan asimptotik testten daha iyi olduğunu açıklamışlardır.

**Tablo 5.** ARDL Sınır Testi Sonuçları ve Küçük Örneklem Kritik Değerleri

Bağımlı / Bağımsız	F-istatistiği	Alt sınır I(0)	Üst sınır I(1)	1%	5%	10%	Eşbütünleşme Sonucu
REZ / PF	5.32	3.23	4.35	4.85	4.00	3.52	Var
REZ / M2	3.87	3.23	4.35	4.85	4.00	3.52	Belirsiz
REZ / KV	4.55	3.23	4.35	4.85	4.00	3.52	Var
REZ / GSYH	4.02	3.23	4.35	4.85	4.00	3.52	Belirsiz

Sınır testi uygulanarak hesaplanan F-istatistik değeri, test edilen değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olup olmadığını belirlemede kullanılır. Eğer bu F-istatistik değeri, I(0) (durağan) alt ve I(1) (bütünleşik) üst sınırlar arasında yer alıyorsa, bu durumda eş-bütünleşme ilişkisi olduğu kabul edilir. Test sonuçları Tablo 5'te sunulmakta ve bu sonuçlar, sınır testinin

sağladığı kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Pesaran ve arkadaşları tarafından belirlenen tablo kritik değerlerinden büyük olan REZ ile PF ve KV arasındaki F-istatistikleri, üst sınır I(1) kritik değerini aşarak bu değişkenlerin uluslararası rezervler üzerinde anlamlı uzun dönemli etkiler taşıdığını göstermektedir. Buna karşılık, REZ ile M2 ve GSYH arasındaki kombinasyonlarda F-istatistikleri alt ve üst sınır kritik değerler arasında kalmakta olup, uzun dönemli ilişkinin varlığı belirsizdir. Bu sonuçlar, politika ve ekonomik değişkenler ile rezervler arasındaki ilişkilerin genel olarak güçlü olabileceğini gösterse de, bazı kombinasyonlarda temkinli yorum yapılmasını ve ek sağlamlık testleri ile desteklenmesini gerektirmektedir. Değişkenler için ilk olarak değişkenlerin birim kök testleri yapılmıştır.

**Tablo 6.** Fourier Birim Kök Testleri

Değişken	Test Denklemi	Fourier ADF	Fourier GLS	Fourier KPSS	%1 Kritik	%5 Kritik	%10 Kritik	k
REZ	Sabit	-3.4646**	-3.5702**	0.0507	0.739	0.463	0.347	1
	Sabit + Trend	-3.4602**	-3.6353**	0.0240	0.216	0.146	0.119	1
M2	Sabit	34.478	15.371	0.8029	0.739	0.463	0.347	1
	Sabit + Trend	108.783	-28.110	0.1212	0.216	0.146	0.119	1
ΔM2	Sabit	-3.9591*	-2.4841***	0.7862	0.739	0.463	0.347	1
	Sabit + Trend	-4.0689*	-3.0928**	0.1404	0.216	0.146	0.119	1
PF	Sabit	-3.1410***	-3.3302**	0.1581	0.739	0.463	0.347	1
	Sabit + Trend	-3.3985**	-3.6414**	0.0444	0.216	0.146	0.119	1
GSYH	Sabit	0.4827	0.7630	0.7901	0.739	0.463	0.347	2
	Sabit + Trend	-3.4370**	-3.1874***	0.1201	0.216	0.146	0.119	2
ΔGSYH	Sabit	-26.983	-2.9135***	0.2302	0.739	0.463	0.347	2
	Sabit + Trend	-4.6415*	-4.9383*	0.0848	0.216	0.146	0.119	2
KV	Sabit	0.1596	-10.529	0.2673	0.739	0.463	0.347	1
	Sabit + Trend	-22.851	-15.616	0.0246	0.216	0.146	0.119	1
ΔKV	Sabit	-4.7451*	-4.7449*	0.2403	0.739	0.463	0.347	2
	Sabit + Trend	-3.4646**	-3.5702**	0.0507	0.216	0.146	0.119	1

Not: ( ) k, kalıntı kareler toplamını yani Fourier sayısını ifade etmektedir. (\*\*\*) %1, (\*\*) %5 ve (\*) %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Fourier ADF ve Fourier GLS testlerinde "H<sub>0</sub>: birim kök vardır" hipotezi test edilmektedir. Enders ve Lee (2012)'nin çalışmalarında Fourier ADF durağanlık testi için uygun kritik değerler, Rodrigues ve Taylor (2012) çalışmasında ve Fourier GLS durağanlık testi için kritik değerler yer almaktadır. Fourier KPSS testinde "H<sub>0</sub>: seri durağandır" hipotezi test edilmektedir. Becker vd. (2006)'nin çalışmasından alınan Fourier KPSS durağanlık testi için uygun kritik değerler tabloda belirtilmiştir.

Elde edilen bulgular, değişkenlerin farklı bütünleşme derecelerine sahip olduğunu göstermektedir. Uluslararası rezervler, hem sabit terimli hem de sabit ve trendli denklemlerde Fourier ADF ve Fourier GLS testlerine göre durağan görünmektedir. Fourier KPSS istatistiklerinin kritik değerlerin altında kalması da bu sonucu desteklemektedir. Dolayısıyla rezervler değişkeni düzeyde durağan [I(0)] olarak değerlendirilmektedir. Para arzı için Fourier ADF ve Fourier GLS test istatistikleri, düzey değerlerinde durağanlığa işaret etmemektedir. Buna karşılık, birinci farkı alınmış (ΔM2) seri her iki test kapsamında da durağan bulunmuştur. Fourier KPSS sonuçları da bu bulguyu desteklemektedir. Bu nedenle para arzı değişkeni birinci dereceden bütünleşik [I(1)] olarak sınıflandırılmıştır. Politika faizi, hem sabit hem de sabit ve trendli modellerde Fourier ADF ve Fourier GLS testlerine göre durağanlık göstermektedir. Fourier KPSS test istatistiklerinin düşük seviyelerde kalması, politika faizi değişkeninin düzeyde durağan [I(0)] olduğunu teyit etmektedir. GSYH, düzey değerlerinde durağan değildir. Ancak birinci farkı alındığında (ΔGSYH), tüm Fourier tabanlı testler serinin durağan hale geldiğini göstermektedir. Bu sonuç, GSYH değişkeninin I(1) sürecine sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Kısa vadeli borçlar değişkeni düzeyde durağan değildir. Buna karşın, birinci farkı alınmış seri (ΔKV), hem Fourier ADF hem de Fourier GLS testlerine göre güçlü biçimde durağan bulunmuştur. Fourier KPSS sonuçları da bu durumu desteklemektedir. Dolayısıyla kısa vadeli borçlar değişkeni I(1) olarak değerlendirilmiştir. Elde edilen Fourier birim kök test sonuçları, analizde yer alan değişkenlerin I(0) ve I(1) bütünleşme derecelerine sahip olduğunu, ancak hiçbir değişkenin I(2) olmadığını göstermektedir. Bu durum, Fourier ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanabilirliğini teyit etmektedir.

**Tablo 7.** FARDL Eşbütünleşme Test Sonuçları

Optimal Frekans:1,2	Seçilen Model (1,2,0,2)			AIC: 20,53
Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerler			
	%10	%5	%1	
F <sub>A</sub>	11.860**	6.43	9.60	18.24
t	-8.030***	-4.36	-4.95	-7.69
F <sub>B</sub>	19.977***	5.90	7.06	19.50

Not: (\*\*\*) %1, (\*\*) %5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

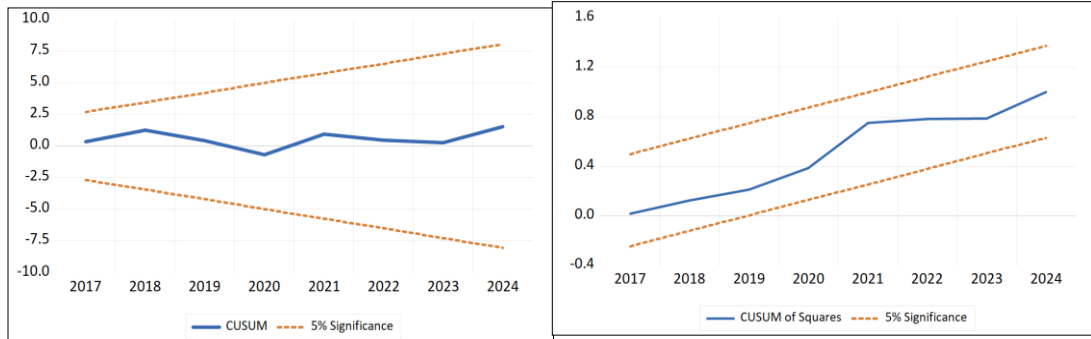
$F_A$  istatistiği (11.860), %10 ve %5 anlamlılık düzeylerine ait bootstrap kritik değerleri (6.43 ve 9.60) aşmakta, ancak %1 düzeyindeki kritik değerin (18.24) altında kalmaktadır.  $t$ -istatistiği (-8.030), %1 anlamlılık düzeyine ait kritik değerin (-7.69) altında yer almakta olup, %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.  $F_B$  istatistiği (19.977), %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerine ait kritik değerlerin (5.90, 7.06 ve 19.50) üzerinde bulunmaktadır.  $F_A$ ,  $t$  ve  $F_B$  test istatistiklerinin en az %5 anlamlılık düzeyinde bootstrap kritik değerleri aşması, değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Dolayısıyla, Fourier ARDL yaklaşımı çerçevesinde kurulan modelde, para politikası göstergeleri ile rezervler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgu, yapısal kırılmaların dikkate alındığı bir çerçevede para politikalarının rezervler üzerindeki etkilerinin yalnızca kısa dönemli dalgalanmalarla sınırlı olmadığını, aynı zamanda uzun dönemde istikrarlı bir denge ilişkisi oluşturduğunu göstermektedir. Özellikle bootstrap kritik değerlerinin kullanılması, küçük örneklem ve çoklu yapısal kırılmalar altında elde edilen sonuçların güvenilirliğini artırmaktadır.

Tahmin edilen FARDL modelinden elde edilen katsayıların istatistiksel olarak anlamlı, tarafsız ve etkin olabilmesi için modelin temel ekonometrik varsayımları karşılaması gerekmektedir. Bu doğrultuda; modelde değişen varyans, otokorelasyon, normallik ve spesifikasyon hatasının varlığı için yapılan tanısal testler sonuçları Tablo 8'da yer almaktadır. Breusch-Pagan-Godfrey testi sonuçlarına göre; elde edilen olasılık (p) değerinin %1 anlamlılık düzeyinden büyük olması, hata terimlerinde değişen varyans (heteroskedasticity) sorununun bulunmadığını ve homoskedastisite varsayımının sağlandığını göstermektedir. Hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ölçen Breusch-Godfrey LM testi sonucunda hesaplanan 0,1279 olasılık değeri, %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde otokorelasyon sorununun mevcut olmadığına işaret etmektedir. Ayrıca, Jarque-Bera testi hata terimlerinin normal dağılım sergilediğini; Ramsey RESET testi sonuçları ile modelin doğru model spesifikasyon hatası içermediği görülmektedir. Tanısal testlerden elde edilen bu bulgular, modelin yapısal istikrara sahip olduğunu ve analiz sonuçlarının bilimsel çıkarımlar için güvenilir olduğunu ortaya koymaktadır.

**Tablo 8.** Tanısal (Diagnostik) Testler

Test	İstatistik	P-değeri
Jarque Bera Normality		0.3340
Ramsey Reset	0.199235	0.0796
Cusum	İstikrarlı	
Cusumq	İstikrarlı	
Breusch-Godfrey LM Test	1.988202	0.2175
Breusch-Pagan-Godfrey	15.53394	0.8745

Cusum testleri istikrarlı olduğu görülmektedir. Yapılan Cusum testleri ve diğer tanısal testlerde FARDL için gerekli ön koşullarının sağlandığı tespit edilmiştir.



**Şekil 3:** Cusum ve Cusum-sq Testleri

Bu çerçevede, Fourier ARDL eşbütünleşme testi bulguları, hata düzeltme modeli (ECM) sonuçlarıyla birlikte değerlendirildiğinde, para politikalarının rezervler üzerindeki etkilerinin Türkiye özelinde hem kısa hem de uzun dönemde iktisadi olarak anlamlı bir çerçevede analiz edilebildiğini ortaya koymaktadır.

**Tablo 9.** Fourier ARDL Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	P-değeri
PF	-38.45382	-1.139104	0.2921
PF(-1)	-31.73908	-0.680657	0.5180

PF(-2)	21.51123	0.494729	0.6359
PF(-3)	59.06208	1.504247	0.1762
KV	0.275714	2.042453	0.0804
KV(-1)	-0.109475	-0.829682	0.4341
KV(-2)	0.558652	3.855616	0.0062***
KV(-3)	-0.074255	-0.645332	0.5393
KV(-4)	0.309305	3.153719	0.0161
GSYH	39.99350	1.194939	0.2710
GSYH (-1)	112.9122	2.966432	0.0209**
GSYH (-2)	68.54073	1.885058	0.1014
GSYH (-3)	77.86366	1.878978	0.1023
GSYH (-4)	-55.62072	-2.362034	0.0502
M2	0.001756	0.531744	0.6114
M2(-1)	-0.009629	-0.380876	0.7146
M2(-2)	0.038748	0.776697	0.4628
M2(-3)	-0.041578	-0.915682	0.3903
M2(-4)	-0.045638	-0.966611	0.3659
SSIN	4548.629	0.065434	0.9497
SCOS	-77975.08	-2.254704	0.0588
C	-57570.65	-0.796566	0.4519

Not: Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile belirlenmiştir. \*%10, \*\* %5, \*\*\* % 1 anlamlılığı göstermektedir.

Fourier ARDL eşbütünleşme testinden elde edilen bulgular, değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Bu çerçevede uzun dönem katsayıları, sistemin denge koşulları altında nasıl şekillendiğini yansıtmaktadır. Rezervlerin gecikmeli değerlerine ait katsayıların negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, rezerv dinamiklerinin uzun dönemde geri dönüşlü (mean-reverting) bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, rezerv artışlarının zaman içerisinde dengeleyici mekanizmalar yoluyla sınırlanmakta olduğunu ve rezerv yönetiminin içsel bir ayarlama süreci barındırdığını ortaya koymaktadır. Politika faizi değişkenine ait katsayıların uzun dönemde istatistiksel olarak anlamsız olması, para politikasının faiz kanalının rezervler üzerinde kalıcı ve doğrudan bir etki yaratmadığını göstermektedir. Buna karşın kısa dönemde anlamlı bulunan faiz etkileri dikkate alındığında, faiz kanalının rezervler üzerindeki etkisinin geçici ve konjonktürel olduğu söylenebilir. Kredi hacmi değişkeninin bazı gecikmeli değerlerinde pozitif ve anlamlı katsayılar elde edilmesi, kredi genişlemesinin uzun dönemde rezervleri dolaylı ve gecikmeli biçimde etkilediğini göstermektedir. Bu etki, finansal derinleşmenin ve bankacılık sisteminin büyüklüğünün rezerv birikimiyle etkileşim hâlinde olduğunu ortaya koymaktadır. Ekonomik büyüme değişkenine ilişkin katsayılar, uzun dönemde zamana bağlı ve dalgalı bir etki yapısına işaret etmektedir. Büyümenin bazı dönemlerde rezervleri artırıcı, bazı dönemlerde ise dış ticaret ve sermaye hareketleri üzerinden rezervler üzerinde baskı oluşturan etkiler yarattığı görülmektedir. Bu durum, büyüme–rezerv ilişkisinin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Fourier sinüs ve kosinüs terimlerinin anlamlılığı, uzun dönem ilişkide yumuşak ve çoklu yapısal kırılmaların etkili olduğunu teyit etmekte; klasik doğrusal modellerin bu dinamikleri yakalamakta yetersiz kalabileceğini ortaya koymaktadır. Bu çalışmada, yapısal kırılmaların yumuşak geçişler yoluyla modele dâhil edilmesini sağlayan Fourier ARDL yaklaşımı kapsamında elde edilen uzun dönem katsayı tahminleri Tablo 9’da sunulmaktadır. Bulgular, rezervlerin geçmiş dönem değerlerinin mevcut dönem rezervleri üzerinde güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Rezerv değişkeninin birinci, ikinci ve üçüncü gecikmeli değerlerine ait katsayılar negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, rezervlerin uzun dönemde yüksek derecede içsel bir dinamik yapıya sahip olduğunu ve geçmiş dönem rezerv artışlarının zamanla dengeleyici (geri dönüşlü) bir etki yarattığını ortaya koymaktadır. Söz konusu bulgu, rezerv yönetiminde süreklilik ve ayarlama mekanizmalarının önemine işaret etmektedir. Politika faizi değişkeninin mevcut ve gecikmeli değerlerine ait katsayılar istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu durum, politika faizinin rezervler üzerinde doğrudan ve kalıcı bir uzun dönem etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Bulgular, faiz kanalının rezervler üzerindeki etkisinin sınırlı kaldığını ve daha çok kısa dönemli veya dolaylı mekanizmalar üzerinden işleyebileceğini düşündürmektedir. Kredi hacmi değişkeninin bazı gecikmeli değerleri pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, kredi genişlemesinin belirli gecikmelerle rezervleri artırıcı yönde etkileyebileceğini göstermektedir. Kredi kanalının rezerv birikimi üzerindeki etkisinin zamana yayılan ve gecikmeli bir yapıya sahip olduğu söylenebilir. GSYH değişkeninin birinci gecikmeli değeri pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna karşılık, dördüncü gecikmede katsayının negatif ve sınırda anlamlı olması, ekonomik büyümenin rezervler üzerindeki etkisinin doğrusal olmayan ve dönemsel olarak farklılaşan bir yapı sergilediğini göstermektedir. Bu durum, büyüme dönemlerinde artan dış finansman ihtiyacının rezervler üzerinde baskı oluşturabildiğine işaret etmektedir. M2 değişkenine ait katsayıların tamamı istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu bulgu, geniş para arzının rezervler üzerinde uzun dönemli belirgin bir etkisinin olmadığını göstermekte ve parasal genişlemenin rezervler üzerindeki etkisinin dolaylı kanallarla sınırlı kaldığını düşündürmektedir. Sinüs terimi (SSIN) anlamsız bulunurken, kosinüs terimi (SCOS) sınırda anlamlıdır. Bu durum, uzun dönem ilişkide

yumuşak ve asimetrik yapısal kırılmaların kısmen etkili olduğunu göstermektedir. Sabit terimin anlamsız çıkması, modelin açıklayıcı gücünün büyük ölçüde dinamik değişkenlerden kaynaklandığını ortaya koymaktadır. Uzun dönem katsayı tahminleri birlikte değerlendirildiğinde, rezervlerin uzun dönem dinamiklerinin ağırlıklı olarak kendi geçmiş değerleri, kredi hacmi ve ekonomik büyüme üzerinden şekillendiği; buna karşılık politika faizi ve para arzı gibi geleneksel para politikası araçlarının rezervler üzerinde kalıcı bir uzun dönem etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu bulgular, para politikalarının rezervler üzerindeki etkilerinin Türkiye özelinde daha çok kısa dönemli ve dolaylı kanallar aracılığıyla ortaya çıktığını göstermektedir.

**Tablo 10.** Fourier ARDL Hata Düzeltme Modeli ve Kısa Dönem Katsayılar

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p değeri
D(REZ(-1))	1.417304	5.944613	0.0006***
D(REZ(-2))	0.696992	4.710865	0.0022***
D(M2)	0.001756	1.103879	0.3061
D(M2(-1))	0.048469	3.957852	0.0055***
D(M2(-2))	0.087217	3.775803	0.0069***
D(M2(-3))	0.045638	2.096515	0.0743*
D(KV)	0.275714	4.601158	0.0025***
D(KV(-1))	-0.793702	-7.203457	0.0002***
D(KV(-2))	-0.235050	-3.303787	0.0131**
D(KV(-3))	-0.309305	-4.905845	0.0017***
D(PF)	-38.45382	-2.274817	0.0571*
D(PF(-1))	-80.57332	-3.579317	0.0090***
D(PF(-2))	-59.06208	-3.119758	0.0168**
D(GSYH)	39.99350	2.874430	0.0238**
D(GSYH(-1))	-90.78367	-4.416539	0.0031***
D(GSYH(-2))	-22.24294	-1.248693	0.2519
D(GSYH(-3))	55.62072	3.850916	0.0063***
SSIN	4548.629	3.929748	0.0057***
SCOS	-77975.08	-9.016114	0.0000***
CointEq(-1)*	-0.210706	-9.394111	0.0000***

Not: (\*) %10, (\*\*) %5, (\*\*\*) %1 anlamlılığı göstermektedir.

Fourier ARDL yaklaşımı kapsamında kurulan hata düzeltme modeli (ECM) ile rezervlerin kısa dönem dinamikleri analiz edilmiştir. Bağımlı değişken rezervler olup, elde edilen sonuçlar kısa dönemde güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı etkileşimlerin varlığına işaret etmektedir. Rezervlerin bir ve iki dönem gecikmeli fark değerlerine ait katsayılar pozitif ve yüksek düzeyde anlamlıdır. Bu bulgu, rezervlerdeki değişimlerin kısa dönemde güçlü bir atalet ve süreklilik gösterdiğini, mevcut rezerv hareketlerinin büyük ölçüde geçmiş dönem değişimlerinden etkilendiğini ortaya koymaktadır. Para arzının cari dönem etkisi anlamsız olmakla birlikte, birinci ve ikinci gecikmeli fark değerlerinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, parasal genişlemenin rezervler üzerindeki etkisinin gecikmeli olarak ortaya çıktığını göstermektedir. Bu durum, para arzı kanalının kısa dönemde dolaylı bir mekanizma üzerinden çalıştığına işaret etmektedir. Kredilerin cari dönem katsayısı pozitif ve anlamlı iken, gecikmeli değerlerin negatif ve istatistiksel olarak güçlü olması, kredi genişlemesinin kısa dönemde rezervleri önce artırıcı, ardından ise rezervler üzerinde baskı oluşturan bir etki yarattığını göstermektedir. Bu bulgu, kredi büyümesinin dış denge ve rezerv yeterliliği üzerindeki çift yönlü etkisini yansıtmaktadır. Politika faizine ait cari ve gecikmeli fark katsayılarının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, faiz artışlarının kısa dönemde rezervleri azaltıcı yönde etkilediğini göstermektedir. Bu sonuç, faiz kanalının rezervler üzerindeki etkisinin kısa dönemli ve güçlü olduğunu, ancak uzun dönemde kalıcı bir denge ilişkisi oluşturmadığını teyit etmektedir. GSYH değişkeninin cari dönem katsayısı pozitif ve anlamlı iken, bir dönem gecikmeli değerlerin negatif olması, büyümenin kısa dönemde rezervleri artırıcı, takip eden dönemde ise ithalat ve dış finansman ihtiyacını artırarak rezervler üzerinde baskı oluşturabileceğini göstermektedir. Üçüncü gecikmede katsayının yeniden pozitif ve anlamlı hale gelmesi, büyüme-rezerv ilişkisinin dalgalı ve dönemsel bir yapıya sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısı  $-0.2107$  olup, %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Negatif ve anlamlı ECM katsayısı, kısa dönemde ortaya çıkan dengesizliklerin yaklaşık %21'inin bir dönem içerisinde giderildiğini göstermektedir. Bu bulgu, sistemin uzun dönem dengesine istikrarlı bir biçimde geri döndüğünü ortaya koymaktadır.

**Tablo 11.** FMOLS, DOLS ve CCR Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değerleri
<b>FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) Sonuçları</b>				
M2	-4.550.709	4.451.472	-0.102229	0.9193
PF	-0.003739	0.000485	-7.704.491	0.0000***
GSYH	0.137980	0.083540	1.651.666	0.1090
KV	0.108723	0.014069	7.728.047	0.0000***

C	-12730.02	5.438.467	-2.340.738	0.0261
<b>DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) Sonuçları</b>				
M2	6.289.179	1.170.116	0.537483	0.5983
PF	-0.021948	0.009508	-2.308.486	0.0347**
GSYH	0.313299	0.157949	1.983.550	0.0647
KV	0.112113	0.028599	3.920.245	0.0012***
C	-21071.78	13235.21	-1.592.101	0.1309
<b>CCR (Canonical Cointegrating Regression) Sonuçları</b>				
M2	2.205.585	5.263.464	0.041904	0.9669
PF	-0.004059	0.000861	-4.715.944	0.0001***
GSYH	0.142729	0.095193	1.499.356	0.1442
KV	0.109141	0.015837	6.891.516	0.0000***
C	-13234.14	6.063.755	-2.182.500	0.0370

Not: (\*\*\*) %1, (\*\*) %5 anlamlılık düzeyi ifade edilmektedir.

Tablo 11’de uzun dönem eşbütünlüşme ilişkisini doğrulamak amacıyla FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileri kullanılarak elde edilen sağlamlık analizleri sunulmaktadır. Bu tahminciler, eşbütünlüşme modellerde ortaya çıkabilecek içsellik ve otokorelasyon sorunlarını gidererek uzun dönem katsayılarının daha güvenilir biçimde tahmin edilmesini sağlamaktadır. Elde edilen bulgular, Fourier ARDL modelinden elde edilen uzun dönem sonuçlarının büyük ölçüde doğrulandığını göstermektedir. Para arzını temsil eden M2 değişkeninin katsayısı üç tahmin yönteminde de istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuç, geniş para arzındaki değişimlerin rezervler üzerinde uzun dönemde belirgin bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Bu bulgu, Fourier ARDL modelinde elde edilen ve M2 değişkeninin uzun dönem katsayılarının anlamlı olmamasıyla uyumludur. Dolayısıyla para arzı kanalının rezerv dinamikleri üzerindeki etkisinin sınırlı olduğu söylenebilir. Politika faizi değişkeni ise tüm tahmin yöntemlerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. FMOLS ve CCR tahminlerinde %1 düzeyinde, DOLS tahmininde ise %5 düzeyinde anlamlı olan bu sonuç, politika faizindeki artışların rezervler üzerinde azaltıcı bir etki yarattığını göstermektedir. Bu bulgu, kısa dönem analizinde elde edilen ve faiz artışlarının rezervler üzerinde negatif etkiler yarattığını gösteren hata düzeltme modeli sonuçlarıyla da tutarlıdır. Ancak Fourier ARDL uzun dönem katsayılarında faiz değişkeninin anlamlı olmaması, faiz kanalının rezervler üzerindeki etkisinin daha çok kısa dönemli dinamikler üzerinden işlediğini düşündürmektedir. Ekonomik büyümeyi temsil eden GSYH değişkeninin katsayısı üç modelde de pozitif olmakla birlikte yalnızca DOLS tahmininde sınırda anlamlıdır. Bu sonuç, ekonomik büyümenin rezervler üzerinde pozitif fakat görece zayıf bir etkiye sahip olabileceğini göstermektedir. Fourier ARDL uzun dönem tahminlerinde GSYH değişkeninin bazı gecikmelerde pozitif ve anlamlı bulunması, büyüme–rezerv ilişkisinin zamana bağlı ve dalgalı bir yapı sergilediğini desteklemektedir. Kredi hacmini temsil eden KV değişkeni ise tüm tahmin yöntemlerinde pozitif ve istatistiksel olarak güçlü biçimde anlamlıdır. FMOLS ve CCR tahminlerinde %1 düzeyinde anlamlı olan bu sonuç, kredi genişlemesinin rezervler üzerinde artırıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, Fourier ARDL modelinde kredi değişkeninin bazı gecikmelerde pozitif ve anlamlı bulunmasıyla da uyumludur. Dolayısıyla kredi kanalının rezerv dinamikleri üzerinde önemli bir rol oynadığı söylenebilir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, FMOLS, DOLS ve CCR tahminlerinden elde edilen sonuçlar Fourier ARDL modelinin uzun dönem bulgularını büyük ölçüde doğrulamaktadır. Analiz sonuçları rezervlerin uzun dönem dinamiklerinin özellikle kredi hacmi ve ekonomik büyüme ile ilişkilendiğini, buna karşılık para arzı değişkeninin belirgin bir etki yaratmadığını göstermektedir. Politika faizinin ise rezervler üzerindeki etkisinin daha çok kısa dönemli dalgalanmalar üzerinden ortaya çıktığı anlaşılmaktadır. Bu durum, rezerv dinamiklerinin Türkiye özelinde parasal aktarım mekanizmasının farklı kanalları aracılığıyla ve zaman gecikmeleriyle şekillendiğini ortaya koymaktadır.

### 3. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, 1990–2024 döneminde para politikalarının rezervler üzerindeki etkileri, yapısal kırılmaların bilinmeyen formda modele dâhil edilmesine imkân tanıyan Fourier ARDL yaklaşımı kullanılarak analiz edilmiştir. Fourier birim kök testleri, değişkenlerin I(0) ve I(1) düzeylerinde bütünlüşme olduğunu göstermiş; Fourier ARDL eşbütünlüşme testi ise değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Elde edilen bulgular, rezerv dinamiklerinin uzun dönemde ağırlıklı olarak kendi geçmiş değerleri, kredi hacmi ve ekonomik büyüme tarafından belirlendiğini göstermektedir. Buna karşılık, politika faizi ve para arzı gibi geleneksel para politikası araçlarının rezervler üzerindeki etkilerinin uzun dönemde zayıf, ancak kısa dönemde güçlü olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçları, kısa dönemde ortaya çıkan dengesizliklerin yaklaşık %21’inin bir dönem içerisinde giderildiğini ve sistemin uzun dönem dengesine istikrarlı bir biçimde geri döndüğünü göstermektedir. Fourier terimlerinin hem kısa hem uzun dönemde anlamlı bulunması, rezerv–para politikası ilişkisinin zamanla değişen ve doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğunu ortaya

koymaktadır. Genel olarak bulgular, para politikalarının rezervler üzerindeki etkilerinin tek kanallı ve statik değil, çok boyutlu ve dinamik bir çerçevede değerlendirilmesi gerektiğini göstermektedir. Bulgular ayrıca politika ayrışması ve rezerv dinamikleri üzerindeki dış finansman koşulları ile finansal istikrar gibi faktörlerin etkisinin dikkate alınmasının önemini vurgulamaktadır. Bu sonuçlar, Türkiye için para politikası–rezerv ilişkisine dair literatüre önemli katkılar sunmaktadır.

Elde edilen ampirik bulgular doğrultusunda aşağıdaki politika önerileri geliştirilebilir: Rezerv yönetimi kısa dönemli faiz kararlarından bağımsızlaştırılmalıdır. Bulgular, politika faizinin rezervler üzerinde kalıcı bir uzun dönem etkisi yaratmadığını göstermektedir. Bu nedenle rezerv birikimi, faiz politikası dışındaki araçlarla desteklenmelidir. Kredi politikaları rezerv yeterliliğiyle eşgüdümlü yürütülmelidir. Kredi hacminin rezervler üzerindeki gecikmeli etkileri dikkate alınarak, makro ihtiyati araçlar rezerv dinamikleriyle uyumlu şekilde tasarlanmalıdır. Büyüme–rezerv dengesi gözetilmelidir. Ekonomik büyümenin rezervler üzerindeki dalgalı etkisi, büyüme stratejilerinin dış denge ve rezerv sürdürülebilirliğiyle birlikte ele alınmasını gerekli kılmaktadır. Para politikası çerçevesi esnek ve çok araçlı olmalıdır. Yapısal kırılmaların belirgin olduğu ekonomilerde, tek bir politika aracına dayalı yaklaşım yerine, rezerv politikası, kredi düzenlemeleri ve iletişim stratejilerinin birlikte kullanıldığı bütüncül bir çerçeve benimsenmelidir. Fourier tabanlı yöntemler politika analizlerinde yaygınlaştırılmalıdır. Bulgular, doğrusal modellerin göz ardı ettiği yumuşak kırılmaların politika etkilerini önemli ölçüde değiştirebildiğini göstermektedir.

#### YAZAR BEYANI

**Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı:** Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

**Etik Kurul Onayı:** Bu araştırma etik kurul izni gerektiren analizleri kapsamadığından etik kurul onayı gerektirmemektedir.

**Yapay Zekâ Kullanım Beyanı:** Makale içerisinde yapay zekâdan faydalanılmamıştır.

**Yazar Katkıları:** Yazar çalışmanın tümünü tek başına gerçekleştirmiştir.

**Çıkar Çatışması:** Yazar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

#### KAYNAKÇA

- Aizenman, J., & Lee, J. (2007). International reserves: Precautionary versus mercantilist views: Theory and evidence. *Open Economies Review*, 18(2), 191–214. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9030-z>
- Akardeniz, E. (2025). The Relationship Between Central Bank Reserves and Policy Interest Rates: Evidence from Newly Industrialized Countries. *Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 7(2), 123–146. <https://doi.org/10.56668/jefr.1786760>
- Akyüz, Y., & Boratav, K. (2003). The making of the Turkish financial crisis. *World Development*, 31(9), 1549–1566. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(03\)00108-6](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(03)00108-6)
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationary test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381–409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Boratav, K. (2003). *Türkiye iktisat tarihi: 1908–2002*. İmge Kitabevi.
- Edwards, S. (1983). The demand for international reserves and exchange rate adjustments: the case of LDCs, 1964–1972. *Economica*, 50(199), 269–280. <https://doi.org/10.2307/2553969>
- Enders, W., & Lee, J. (2012). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574–599. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>
- Flood, R. P., & Marion, N. P. (2002, April). Holding international reserves in an era of high capital mobility (IMF Working Paper No. 02/62). International Monetary Fund. <https://ssrn.com/abstract=879548>
- Frenkel, J. A., & Jovanovic, B. (1981). Optimal international reserves. *The Economic Journal*, 91(362), 507–514. <https://doi.org/10.2307/222599>
- International Monetary Fund. (2015). *Assessing reserve adequacy—Specific proposals*. IMF Policy Paper. <https://www.imf.org/en/publications/policy-papers/issues/2016/12/31/assessing-reserve-adequacy-specific-proposals-pp4947>
- Jeanne, O., & Rancière, R. (2011). The optimal level of international reserves for emerging market countries: A new formula and some applications. *Economic Journal*, 121(555), 905–930. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02435.x>
- Kara, A. H. (2015). *Interest Rate Corridor and the Monetary Policy Stance* (No. 1513). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.
- Ludlow, J., & Enders, W. (2000). Estimating non-linear ARMA models using Fourier coefficients. *International Journal of Forecasting*, 16(3), 333–347. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(00\)00048-0](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(00)00048-0)
- McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509–1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>

- Obstfeld, M., Shambaugh, J. C., & Taylor, A. M. (2010). Financial stability, the trilemma, and international reserves. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 57–94. <https://doi.org/10.1257/mac.2.2.57>
- Orhangazi, Ö., & Yeldan, A.E. (2023). Turkey in turbulence: Heterodoxy or a new chapter in neoliberal peripheral development?. *Development and Change*, 54(5), 1197–1225. <https://doi.org/10.1111/dech.12792>
- Özatay, F. (2020). *Türkiye ekonomisinde para politikası ve krizler*. Efil Yayınevi.
- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Rodrigues, P.M.M. & Taylor, A.M. (2012), The Flexible Fourier Form and Local Generalised Least Squares De-trended Unit Root Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74: 736–759. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications (pp. 281–314). New York, NY: Springer New York. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1807745>
- Tsong, C. C., Lee, C. F., Tsai, L. J., & Hu, T. C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085–1113. <https://doi.org/10.1007/s00181-015-1028-6>
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2010). *2010 Yılında Para ve Kur Politikası raporu*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. [https://tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/64c78adc-6ffc-4fb6-904c-4429620f142c/Baskan\\_ParaPol10.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-64c78adc-6ffc-4fb6-904c-4429620f142c-m3fB7u5](https://tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/64c78adc-6ffc-4fb6-904c-4429620f142c/Baskan_ParaPol10.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-64c78adc-6ffc-4fb6-904c-4429620f142c-m3fB7u5)
- World Bank. (2024). *Türkiye Economic Monitor: On the Right Tack* [Rapor No. IDC1-099458505312431939] <https://documents1.worldbank.org/curated/en/099458505312431939/pdf/IDU192f13edf11627147e918f3c10886dbf7d0f1.pdf>
- Yücel, F., & Kalyoncu, H. (2010). Finansal krizlerin öncü göstergeleri ve ülke ekonomilerini etkileme kanalları: Türkiye örneği. *Maliye Dergisi*, 159, 53–69.

