

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ*SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**PARA TALEBİNİN BELİRLEYİCİLERİ VE İSTİKRARI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

DOKTORA TEZİ

Hamza CORUT

ŞUBAT-2025

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ*SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**PARA TALEBİNİN BELİRLEYİCİLERİ VE İSTİKRARI:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

DOKTORA TEZİ

Hamza CORUT

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Nebiye YAMAK

ŞUBAT-2025

TRABZON

ONAY

Hamza CORUT tarafından hazırlanan “Para Talebinin Belirleyicileri ve İstikrarı: Türkiye Örneği” adlı bu Çalışma 12.03.2025 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucu oybirliği ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından İktisat Anabilim Dalı Doktora Programı’nda **doktora tezi** olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyesi		Karar		İmza
Unvanı – Adı ve Soyadı	Görevi	Kabul	Ret	
Prof. Dr. Nebiye YAMAK	Başkan	☐	☐	
Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE	Üye	☐	☐	
Prof. Dr. Zehra ABDİOĞLU	Üye	☐	☐	
Prof. Dr. Orhan ÇOBAN	Üye	☐	☐	
Doç. Dr. Sinem EYÜBOĞLU	Üye	☐	☐	

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduklarını onaylarım.

Prof. Dr. Haydar AKYAZI
Enstitü Müdürü

BİLDİRİM

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca KTÜ – Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kılavuzu'na uygun olarak hazırlanan bu çalışmada yararlanılan kaynakların tümüne eksiksiz atıf yapıldığını, aksinin ortaya çıkması durumunda her türlü yasal sonucu kabul edeceğimi beyan ederim.

Hamza CORUT

12.03.2025

ÖNSÖZ

Para talebi davranışları, yalnızca mevcut makroekonomik şartların değil, aynı zamanda geleceğe ilişkin beklentilerin de bir yansımasıdır. Bu çerçevede, para talebinin belirleyicileri ve istikrarı, ekonomik istikrarın sağlanması ve para politikalarının etkinliği açısından iktisat biliminin temel araştırma alanlarından birini oluşturmaktadır. Para talebinin zaman içindeki değişkenliği; enflasyon, faiz oranları, döviz kurları ve makroekonomik belirsizlik gibi temel değişkenlerle sürekli bir etkileşim içinde şekillenmekte ve para politikalarının etkinliği üzerinde doğrudan etkiler yaratmaktadır. Bu noktada, para talebinin istikrarlı bir yapıda olması, merkez bankalarının para politikalarını şekillendirirken dikkate aldığı en önemli unsurlardan biridir. Ancak belirsizlik dönemlerinde, para talebi davranışlarında meydana gelen ani değişimler geleneksel para talebi modellerinin öngörülerini zayıflatmakta ve para politikasının etkinliğini güçleştirebilmektedir. Özellikle krizler, siyasi istikrarsızlıklar, küresel ekonomik dalgalanmalar ve piyasa beklentilerindeki değişimler gibi unsurlar, para talebi tercihlerinde önemli sapmalara yol açarak para talebi fonksiyonunun istikrarını bozabilmektedir. Bu bağlamda çalışmada, Türkiye ekonomisinde para talebinin belirleyicileri ve istikrarı, belirsizlik koşulları altında hem teorik hem de ampirik düzeyde incelenmiştir. Yapılan analizlerle, hem literatürdeki mevcut bilgi birikimine katkı sağlamak hem de para politikası uygulayıcıları için belirsizlik ortamında izlenebilecek stratejilere yönelik çıkarımlar sunmak amaçlanmaktadır.

Akademik hayatım boyunca ve bu çalışma konusunun belirlenmesinden çalışmanın tamamlanmasına kadar her aşamada değerli bilgi, tecrübe ve zamanlarını esirgemeyerek bana yol gösteren, her fırsatta yardımcı olan manevi desteklerini her zaman hissettiğim değerli hocalarım Sayın Prof. Dr. Nebiye YAMAK ve Sayın Prof. Dr. Rahmi YAMAK'a sonsuz şükranlarımı sunarım. Tez jürisinde bulunmalarından onur duyduğum, Sayın Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE, Sayın Prof. Dr. Zehra ABDİOĞLU, Sayın Prof. Dr. Orhan ÇOBAN ve Sayın Doç. Dr. Sinem EYÜBOĞLU'na değerli katkılarından dolayı teşekkür ederim. Ayrıca, tüm öğrenim hayatım boyunca benden desteklerini esirgemeyen değerli aileme sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Şubat, 2025

Hamza CORUT

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	IV
İÇİNDEKİLER	V
ÖZET.....	VII
ABSTRACT	VIII
TABLolar LİSTESİ.....	IX
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	XI
GRAFİKLER LİSTESİ	XII
KISALTMALAR LİSTESİ	XIII
GİRİŞ	1-4

BİRİNCİ BÖLÜM

1. PARA TALEBİ TEORİLERİ	5-19
1.1. Paranın Miktar Teorisi'nin Tarihsel Gelişim Süreci	7
1.2. Cambridge Nakit Dengesi Yaklaşımı.....	12
1.3. Keynesyen Likidite Tercihi Teorisi.....	13
1.4. Friedman'ın Modern Miktar Teorisi	14
1.5. Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi.....	16

İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR TARAMASI	20-37
-----------------------------	-------

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ, EKONOMETRİK MODELLER VE EKONOMETRİK YÖNTEM	38-51
3.1. Veri Seti	38
3.2. Ekonometrik Modeller	40
3.3. Ekonometrik Yöntem	42
3.3.1. Birim Kök Testleri	42
3.3.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	42
3.3.1.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi	43
3.3.2. Eşbütünleşme Testleri	44
3.3.2.1. Doğrusal Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Modeli	44

3.3.2.2. Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (NARDL) Modeli.....	47
3.3.3. Nedensellik Testleri	49
3.3.3.1. Toda-Yamamoto Yöntemi.....	49
3.3.3.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Yöntemi	50

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR	52-105
4.1. Tanımlayıcı İstatistikler.....	52
4.2. Birim Kök Test Sonuçları	63
4.3. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları	65
4.3.1. Ocak 2001 –Ağustos 2024 Dönemine Ait Sonuçlar	65
4.3.2. Ocak 2008 – Aralık 2020 Dönemine Ait Sonuçlar	81
4.4. Nedensellik Analizi Sonuçları.....	93
4.4.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Bulguları	93
4.4.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Analizi Bulguları.....	96
SONUÇ VE DEĞERLENDİRME	106
KAYNAKÇA	113
EKLER.....	122
ÖZGEÇMİŞ.....	165

ÖZET

Belirsizlik, son dönemlerde küresel ve ulusal düzeyde yaşanan gelişmeler sonucunda, iktisadi aktörlerin geleceğe dair beklentilerini yönlendiren ve para talebine ilişkin karar alma mekanizmalarını etkileyen bir olgu haline gelmiştir. Para talebinin belirsizlik koşulları altında etkin bir şekilde tahmin edilmesi, meydana gelebilecek şokların yaratabileceği istikrarsızlık etkilerini en aza indirmek ve ekonomik dengeyi korumak açısından belirleyici bir öneme sahiptir. Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi, belirsizlikle karşı karşıya kalan iktisadi aktörlerin daha fazla likidite tutma eğiliminde olduklarını öne sürerek, bu dinamiği açıklayan temel teorik çerçevelerden biri olarak öne çıkmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, belirsizlik koşulları altında Türkiye'deki para talebi davranışlarını Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi bağlamında simetrik ve asimetrik bakımdan eşbütünleşme ve nedensellik analizleri ile incelemektir. Bu amaç doğrultusunda, analizlerde kullanılacak değişken bazlı belirsizlik serileri ARCH ve GARCH yöntemleri, endeks bazlı belirsizlik serileri ise Atta-Mensah yaklaşımı kullanılarak oluşturulmuştur. Çalışmada, Ocak 2001 – Ağustos 2024 ana dönemi ve Ocak 2008 – Aralık 2020 alt dönemi olmak üzere iki farklı dönem ele alınmıştır. Para talebinin, para arzına eşit olduğu varsayımı altında, para talebini temsilen reel M1 ve reel M2 parasal büyüklükleri ile belirsizlik serileri arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, simetrik bakımdan ARDL, asimetrik bakımdan NARDL yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir. Belirsizlik serileri ile para talebini temsilen kullanılan reel parasal büyüklükler arasındaki simetrik nedensellik ilişkisi Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) yöntemi altında Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılarak asimetrik nedensellik ilişkisi ise Hatemi-J asimetrik nedensellik analizi kullanılarak incelenmiştir.

ARDL ve NARDL yöntemleri ile elde edilen bulgular, uzun ve kısa dönemde belirsizliğin para talebi üzerindeki etkisinin asimetrik testler bağlamında daha yoğun ve genel olarak değişkenlik gösterdiğini ortaya koymaktadır. İktisadi aktörlerin belirsizlik koşullarında para talebi kararlarını rasyonalize etme süreci, belirsizlik türüne bağlı olarak farklılık göstermektedir. Ayrıca, her iki nedensellik analizinin sonuçlarına göre, reel M1 parasal büyüklüğünün reel M2'ye kıyasla belirsizlik koşullarına daha duyarlı olduğu ve bu duyarlılığın reel M1'in pozitif şokları açısından daha belirgin hale geldiği tespit edilmiştir. Analizler neticesinde, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin Türkiye için geçerliliğine yönelik özellikle nedensellik testleri bağlamında güçlü kanıtlar bulunmaktadır.

Anahtar Sözcükler: Para Talebi, Belirsizlik, Parasal Oynaklık Hipotezi, NARDL, Hatemi-J.

ABSTRACT

Uncertainty has become a phenomenon that directs the expectations of economic agents about the future and affects the decision-making mechanisms regarding money demand as a result of recent global and national developments. The effective forecasting of money demand under conditions of uncertainty is of decisive importance in minimizing the instability effects of possible shocks and maintaining economic equilibrium. Friedman's Monetary Volatility Hypothesis stands out as one of the fundamental theoretical frameworks explaining this dynamic, suggesting that economic agents facing uncertainty tend to hold more liquidity.

The aim of this study is to examine the behavior of money demand in Turkey under uncertainty conditions in the context of Friedman's Monetary Volatility Hypothesis through symmetric and asymmetric cointegration and causality analyses. For this purpose, variable-based uncertainty series are constructed using ARCH and GARCH methods and index-based uncertainty series are constructed using the Atta-Mensah approach. The study covers two different periods: the main period January 2001 - August 2024 and the sub-period January 2008 - December 2020. Under the assumption that money demand is equal to money supply, cointegration relationships between real M1 and real M2 monetary aggregates representing money demand and uncertainty series are analyzed symmetrically using ARDL and asymmetrically using NARDL methods. The symmetric causality relationship between the uncertainty series and the real monetary aggregates used to represent money demand is analyzed using Toda-Yamamoto causality analysis under the Seemingly Unrelated Regression (SUR) method and the asymmetric causality relationship is analyzed using Hatemi-J asymmetric causality analysis.

The findings obtained from ARDL and NARDL methods reveal that the effect of uncertainty on money demand in the long and short run is more intense and generally variable in the context of asymmetric tests. The process by which economic agents rationalize their money demand decisions under uncertainty conditions differs depending on the type of uncertainty. Moreover, according to the results of both causality analyses, the real M1 monetary aggregate is more sensitive to uncertainty conditions compared to real M2, and this sensitivity becomes more pronounced for positive shocks to real M1. As a result of the analyses, there is strong evidence for the validity of Friedman's Monetary Volatility Hypothesis for Turkey, especially in the context of causality tests.

Keywords: Money Demand, Uncertainty, Monetary Volatility Hypothesis, NARDL, Hatemi-

J

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo Nr.	Tablo Adı	Sayfa Nr.
1	Değişkenlerin Kısaltması, Açılımı ve Kapsamı.....	38
2	Tanımlayıcı İstatistikler	52
3	X-12-ARIMA Mevsimsellik Testi Sonuçları	54
4	Değişkenlerin Düzey Değerleri I(0) Birim Kök Testi Sonuçları	64
5	Değişkenlerin Birinci Devresel Fark Değerleri I(1) Birim Kök Testi Sonuçları	64
6	Model-A ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	66
7	Model-A NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	68
8	Model-B ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	70
9	Model-B NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	72
10	Model-C ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	74
11	Model-C NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	76
12	Model-D ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	77
13	Model-D NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)	78
14	Model-A ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	82
15	Model-A NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	83
16	Model-B ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	85
17	Model-B NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	86

18	Model-C ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	88
19	Model-C NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	89
20	Model-D ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	91
21	Model-D NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)	92
22	Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları.....	94
23	Nominal M1 ve M2 Oynaklıkları ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	97
24	Sanayi Üretim Endeksi Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	98
25	Faiz Oranı Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	99
26	Fiyat Endeksi Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	100
27	Dolar Kuru Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	101
28	Türk Lirası Belirsizlik Endeksi Serisi ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	102
29	Makroekonomik Belirsizlik Endeksi Serisi ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları	103

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil Nr.	Şekil Adı	Sayfa Nr.
1	Para Arzı Oynaklığı ile Para Talebi Arasındaki Aktarım Mekanizması.....	18
2	Reel M1 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Toda-Yamamoto Nedensellik İlişkilerinin Yönü.....	95
3	Reel M2 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Toda-Yamamoto Nedensellik İlişkilerinin Yönü.....	96
4	Reel M1 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik İlişkilerinin Yönü.....	104
5	Reel M2 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik İlişkilerinin Yönü.....	105

GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik Nr.	Grafik Adı	Sayfa Nr.
1	Reel M1 Serisi (Logaritmik) (2001 – 2024)	55
2	Reel M2 Serisi (Logaritmik) (2001 – 2024)	56
3	Sanayi Üretim Endeksi (Y) ve Arındırılmış Serisi (2001 – 2024).....	56
4	Tüketici Fiyat Endeksi (P) ve Arındırılmış Serisi (2001 – 2024).....	57
5	3 Aylık Mevduat Faiz Oranı (i) Serisi (2001 – 2024).....	58
6	Enflasyon Oranı (π) Serisi (2001 – 2024).....	58
7	Dolar Kuru (ex) Serisi (2001 – 2024).....	59
8	Finansal İnovasyon (fi) ve Arındırılmış Serisi (2001 – 2024).....	60
9	Nominal M1 Oynaklık (σ_{M1}) Serisi (2001 – 2024)	61
10	Nominal M2 Oynaklık (σ_{M2}) Serisi (2001 – 2024)	61
11	Sanayi Üretim Endeksi Oynaklık (σ_Y) Serisi (2001 – 2024).....	61
12	Faiz Oranı Oynaklık (σ_i) Serisi (2001 – 2024).....	61
13	Tüketici Fiyat Endeksi Oynaklık (σ_P) Serisi (2001 – 2024).....	61
14	Dolar Kuru Oynaklık (σ_{ex}) Serisi (2001 – 2024)	61
15	Türk Lirası Belirsizlik Endeksi Serisi (2001 – 2024).....	62
16	Makroekonomik Belirsizlik Endeksi Serisi (2001 – 2024).....	63

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey-Fuller -Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Information Criterion-Akaike Bilgi Kriteri
ARCH	: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity-Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARDL	: Autoregressive Distributed Lag-Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model
GARCH	: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
GSYİH	: Gayrisafi Yurtiçi Hasıla
NARDL	: Nonlinear Autoregressive Distributed Lag-Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model
PP	: Phillips-Perron
SUR	: Seemingly Unrelated Regressions - Görünürde İlişkisiz Regresyon
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
VECM	: Vector Error Correction Model-Vektör Hata Düzeltme Modeli

GİRİŞ

Para talebi, bireylerin ve firmaların likidite tercihlerine ve servet yönetim stratejilerine bağlı olarak değişen önemli bir makroekonomik göstergedir. Ekonomik karar alma süreçlerinde temel bir rol oynayan para talebinin belirleyicilerinin doğru bir şekilde tahmin edilmesi ve istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun oluşturulması, etkin para politikalarının uygulanabilmesi açısından hayati bir öneme sahiptir. Para talebi fonksiyonunun istikrarsız olması, merkez bankalarının enflasyon hedeflemesi, faiz oranı belirleme ve finansal istikrar politikalarının etkinliğini doğrudan etkileyerek, para politikalarının öngörülebilirliğini ve güvenilirliğini zayıflatmaktadır (Laidler, 1993). Bununla birlikte, son yıllarda ulusal ve küresel ölçekte yaşanan ekonomik dalgalanmalar ve krizler, belirsizlik algısını güçlendirmekte ve para talebi davranışlarını tahmin etmeyi zorlaştırmaktadır (Bahmani-Oskooee ve Bahmani, 2014).

Belirsizlik ile para talebi arasındaki ilişki ekonomi literatüründe uzun süredir tartışılmasına rağmen, bu ilişkinin aktarım mekanizması henüz tam anlamıyla ortaya konulamamıştır. Keynesyen likidite tercihi teorisine göre, artan belirsizlik ortamında iktisadi aktörler geleceğe yönelik öngörülerde bulunmakta zorlanmakta ve ihtiyati amaçlı para talebi artmaktadır (Keynes, 1936; Meltzer, 1963). Tobin (1958), belirsizliğin yatırımcıları daha güvenli varlıklara yönlendirdiğini ve bu süreçte paranın değer saklama aracı olarak daha fazla talep edileceğini ifade etmektedir. Friedman (1983, 1984) ise para arzındaki oynaklıkların iktisadi aktörlerin belirsizlik algısını artırarak, gelecekteki fiyat hareketlerini öngörmeyi zorlaştırdığını ve bu nedenle ihtiyati amaçlı para talebinin yükseldiğini ileri sürmektedir. Bu süreç, para talebinin artmasına ve paranın dolaşım hızının düşmesine neden olmaktadır.

Ampirik çalışmalar incelendiğinde, belirsizlik ile para talebi arasındaki ilişkinin genellikle Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi çerçevesinde ele alındığı görülmektedir. Bu hipotez, para arzındaki dalgalanmaların belirsizliği artırarak para talebini yükselteceğini öne sürmektedir. Parasal Oynaklık Hipotezi'ni inceleyen öncü çalışmalar çoğunlukla nedensellik analizlerine odaklanmış olup, ağırlıklı olarak ABD ekonomisi üzerine yapılmıştır. Bu araştırmalarda para arzı oynaklığı ile paranın dolaşım hızı arasındaki ilişki test edilmiş olup, elde edilen bulgular farklı sonuçlar ortaya koymuştur. Hall ve Noble (1987) ile Fisher ve Sertelis (1989) tarafından yapılan çalışmalar, Parasal Oynaklık Hipotezi'nin geçerliliğini desteklerken, Mehra (1989) ve Brocato ve Smith (1989) tarafından gerçekleştirilen analizlerde hipotezin geçerliliğine yönelik yeterli ampirik kanıt bulunamamıştır. Bu farklılık, kullanılan veri setleri, analiz dönemleri ve yöntemsel farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Ancak bu çalışmaların büyük çoğunluğu, para arzı oynaklığının para talebi

üzerindeki etkilerini açıklamakta yetersiz kalmış ve aktarım mekanizmasını tam olarak ortaya koyamamıştır.

Daha sonraki çalışmalarda, kullanılan değişkenler ve ampirik yöntemler açısından daha geniş bir yelpaze sunulmuş, basit parasal büyüklüklerin yanında daha karmaşık hesaplamalarla oluşturulan belirsizlik değişkenlerini içeren modeller geliştirilmiştir (Shams, 1989; Serletis, 1990; Lynch ve Ewing, 1995). Bununla birlikte, literatürde parasal oynaklığın para talebi üzerindeki etkilerinin pozitif ve negatif şoklar açısından farklı olup olmadığını inceleyen asimetrik modellerin sınırlı sayıda olduğu görülmektedir. Oysaki belirsizlik ortamında, para talebinin pozitif ve negatif şoklara verdiği tepkiler farklılaşabilmekte ve geleneksel simetrik modeller bu ayrımı yakalamakta yetersiz kalabilmektedir. Türkiye ekonomisi bağlamında yapılan çalışmalar ise hem sayısal olarak sınırlı hem de yöntemsel açıdan eksik kalmıştır. Mevcut çalışmaların büyük bir kısmı, Türkiye’de belirsizlik ve para talebi ilişkisini simetrik modellerle ele almakta ve asimetrik etkileri dikkate almamaktadır.

Türkiye ekonomisinde son yıllarda yaşanan döviz kuru oynaklıkları, faiz politikalarındaki belirsizlikler ve enflasyon oranlarındaki dalgalanmalar, iktisadi aktörlerin likidite tercihlerinde ani değişimlere yol açmıştır. Bu süreç, geleneksel para talebi modellerinin tahmin gücünü zayıflatırken, istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun oluşturulmasını da zorlaştırmaktadır. Türkiye bağlamında para talebi ile belirsizlik arasındaki ilişkiyi anlamak, hem akademik literatüre katkı sağlamak hem de para politikası uygulamaları için önemli ipuçları sunmak bakımından büyük bir öneme sahiptir.

Bu çalışmanın temel amacı, belirsizlik koşulları altında Türkiye’de para talebi davranışlarını Friedman’ın Parasal Oynaklık Hipotezi çerçevesinde incelemek ve belirsizliğin para talebi üzerindeki etkilerini ampirik olarak test etmektir. Çalışmada, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi ve alt dönem olarak belirlenen Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemine ait veri setleri kullanılarak Türkiye ekonomisinde para talebinin belirleyicileri ve istikrarı değerlendirilecektir. Ampirik analizlerde ARDL ve NARDL modelleri ile simetrik ve asimetrik eşbütünleşme testleri uygulanacak, belirsizlik serileri ARCH-GARCH yöntemleriyle oluşturulacak ve Atta-Mensah prosedürü ile hesaplanan belirsizlik endeksleri kullanılacaktır. Ayrıca, Toda-Yamamoto ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri ile belirsizlik ve para talebi arasındaki nedensel ilişkiler incelenecektir.

Bu çalışmanın literatüre sağlayacağı katkılar üç temel başlık altında toplanabilir. İlk olarak, Türkiye bağlamında belirsizlik ve para talebi arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar sınırlı sayıda olduğundan, bu araştırma konunun daha geniş bir perspektiften incelenmesini sağlayacaktır. İkinci olarak, simetrik ve asimetrik modellerin birlikte kullanılmasıyla, para talebinin belirsizliğe verdiği tepkilerin farklı yönleri ayrıntılı bir şekilde ortaya konulacaktır. Son olarak, elde edilen bulgular Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve diğer düzenleyici kurumlar için daha etkin para politikaları geliştirilmesine yönelik stratejik bilgiler sunarak, ekonomik belirsizliklerin para talebi

üzerindeki etkilerine ilişkin politika yapıcılarının karar alma süreçlerine katkıda bulunacaktır. Bu doğrultuda çalışma dört bölümden oluşturulmuştur.

Çalışmanın ilk bölümünde, para kavramı, fonksiyonları ve ekonomik sistem içindeki rolü ele alınarak, para talebinin teorik çerçevesi oluşturulmaya çalışılmıştır. Bu kapsamda, öncelikle para talebi teorilerinin temel dayanağını oluşturan Paranın Miktar Teorisi tarihsel gelişim süreci çerçevesinde incelenmiş ve bu teorinin zaman içinde geçirdiği evrim detaylandırılmıştır. Ardından, klasik iktisat anlayışı içerisinde para talebini formüle eden en önemli modellerden biri olan Fisher'in değişim denklemi, para arzı ile nominal harcamalar arasındaki ilişkiyi matematiksel bir çerçevede ele alarak sistematik bir şekilde açıklanmıştır. Cambridge Nakit Dengesi Yaklaşımı, para talebinin yalnızca işlem amaçlı değil, aynı zamanda servet biriktirme aracı olarak da değerlendirilmesi gerektiği yönündeki vurgusuyla ele alınmış ve klasik miktar teorisine getirdiği farklı bakış açısı incelenmiştir. Sonrasında, Keynes'in Likidite Tercihi Teorisi çerçevesinde, bireylerin ve firmaların farklı ekonomik koşullarda nasıl farklı likidite tercihlerinde bulunduğu ortaya konulmuştur. Keynesyen yaklaşımın ardından, Friedman'ın Modern Miktar Teorisi çerçevesinde, para talebinin yalnızca gelir düzeyine bağlı olmadığı, aynı zamanda faiz oranları, alternatif yatırım araçlarının getirileri ve servet düzeyi gibi faktörlerden etkilendiği vurgulanmış ve parasal değişkenlerin ekonomi üzerindeki uzun vadeli etkileri tartışılmıştır. Çalışmanın teorik çerçevesinin temelini oluşturan ve para talebinin belirsizlik koşulları altında nasıl şekillendiğini açıklamaya yönelik olan Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi detaylı bir şekilde ele alınarak, para arzındaki dalgalanmaların iktisadi aktörlerin belirsizlik algısı üzerindeki etkisi, bunun sonucunda para talebinin nasıl değişebileceği ve ekonomik sistemin nasıl bir dinamik yapı sergilediği incelenmiştir. Böylece, çalışmanın temel araştırma konusu olan belirsizlik ve para talebi ilişkisini anlamaya yönelik teorik altyapı oluşturulmuş ve sonraki bölümlerde gerçekleştirilecek ampirik analizler için gerekli kavramsal çerçeve sunulmuştur.

Çalışmanın ikinci bölümünde, belirsizlik koşullarının iktisadi aktörlerin para talebi davranışlarına etkisini inceleyen ampirik çalışmalar ele alınarak, özellikle Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi bağlamında yapılan araştırmalar sistematik bir şekilde değerlendirilmiştir. Bu kapsamda, öncelikle hipotezi ampirik olarak test eden öncü çalışmalar incelenmiş ve bu çalışmaların kullandıkları değişkenler, analiz edilen dönemler ve ülkeler, uygulanan yöntemler ile elde edilen bulgular karşılaştırmalı olarak sunulmuştur. Özellikle nedensellik analizine dayalı çalışmalar ele alınarak, para arzı oynaklığı ile para talebi arasındaki ilişkinin nasıl test edildiği ve farklı dönemlerde hipotezin geçerliliğine yönelik bulguların nasıl değiştiği tartışılmıştır. İlk dönem çalışmalarda genellikle para arzı oynaklığı ve paranın dolaşım hızı değişkenleri üzerinden yapılan analizlerin, zamanla daha karmaşık ekonometrik yöntemlere evrildiği görülmüş ve eşbütünlük analizleri ile belirsizlik hesaplama yöntemleri kullanılarak yapılan daha güncel çalışmalar incelenmiştir. Son olarak, Türkiye bağlamında yapılan ampirik çalışmalar değerlendirilmiş ve bu çalışmaların kapsamı, yöntemleri, kullanılan veri setleri ve ulaşılan sonuçlar açısından nasıl bir

çerçeve sunduğu ele alınmıştır. Türkiye’de yapılan araştırmaların sınırlı olması nedeniyle, bu çalışmanın mevcut literatürde nasıl bir boşluğu doldurabileceği üzerinde durulmuştur. Böylece, literatür taraması sonucunda ulaşılan genel çerçeve ortaya konularak, çalışmanın ampirik analiz bölümüne geçiş için sağlam bir zemin hazırlanmıştır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, veri seti, ekonometrik modeller ve analizlerde kullanılacak yöntemler detaylı bir şekilde tanıtılmıştır. Öncelikle, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi ile alt dönem olarak belirlenen Ocak 2008 – Aralık 2020 için oluşturulan veri setine ilişkin açıklamalar yapılmış, para talebinin geleneksel belirleyicileri ile çalışmada belirsizlik koşullarını temsil eden oynaklık serilerinin nasıl oluşturulduğu ele alınmıştır. Ardından, eşbütünleşme analizlerinde kullanılacak para talebi modelleri detaylandırılmış ve modelleme süreci teorik çerçeve ile ilişkilendirilmiştir. Son olarak, ampirik analizlerde kullanılacak ekonometrik yöntemler açıklanmıştır. Bu çerçevede, durağanlık analizlerinde ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips-Perron) birim kök testleri, uzun dönem ilişkisinin belirlenmesi için ARDL (Autoregressive Distributed Lag) modeli ve belirsizlik değişkenlerinin asimetric etkilerini değerlendirmek amacıyla NARDL (Nonlinear ARDL) modeli ele alınmıştır. Ayrıca, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin analiz edilmesi için Toda-Yamamoto nedensellik testi, asimetric nedensellik bağlarını inceleyebilmek için ise Hatemi-J asimetric nedensellik testi yöntemsel çerçevede açıklanmıştır. Bu bölümde sunulan bilgiler, çalışmanın ampirik analiz sürecine metodolojik bir temel oluşturmakta ve uygulanacak yöntemlerin dayandığı teorik ve teknik altyapıyı detaylandırmaktadır.

Çalışmanın dördüncü bölümünde, ampirik analizler sonucunda elde edilen bulgular sistematik bir şekilde sunulmuştur. İlk olarak, ampirik analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serilerine ait tanımlayıcı istatistikler verilmiş, değişkenlerin mevsimsellik özelliklerini belirlemek amacıyla X-12-ARIMA yöntemi uygulanmış ve bu doğrultuda elde edilen bulgular raporlanmıştır. Ayrıca, tüm serilerin zaman içindeki hareketlerini göstermek amacıyla zaman seyri grafikleri sunulmuştur. Daha sonra, değişkenlerin durağanlık özelliklerini belirleyebilmek için ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış ve sabitsiz-trendsiz, sabitli ve sabitli-trendli spesifikasyonlar doğrultusunda elde edilen bulgular detaylandırılmıştır. Daha sonra çalışmanın amacı doğrultusunda oluşturulan Model A, B, C ve D ile belirsizlik serilerinin dahil edildiği para talebi modellerine uygulanan ARDL ve NARDL yöntemleri neticesinde elde edilen bulgular, ilk olarak Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi ve ardından Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi için raporlanmıştır. Son olarak bu bölümde çalışma kapsamında ARCH ve GARCH yöntemleri kullanılarak oluşturulan oynaklık serileri ve Atta-Mensah prosedürü kullanılarak oluşturulan belirsizlik endeksleri ile para talebini temsilen kullanılan reel M1 ve reel M2 arasındaki simetric nedensellik için uygulanan Toda-Yamamoto ve asimetric nedensellik için uygulanan Hatemi-J testlerine ait sonuçlar raporlanmıştır. Çalışmanın son bölümünde ise ampirik analizler neticesinde elde edilen bulguların genel bir değerlendirmesi yapılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. PARA TALEBİ TEORİLERİ

Paranın ne olduğuna yönelik sosyal ve iktisadi bakımdan birçok tanımlama yapılmıştır. Medeniyetlerin ve iktisadi sistemlerin evriminde, dinamik ve bütünleyici bir rol oynadığı düşünülen para, belki de iktisadi hayatın ve aynı zamanda sosyal hayatın en önemli unsurlarından birisidir (Altmann, 1903). Para ilkel takas sistemlerinden çağdaş dijital para birimlerine kadar tarihsel süreç içerisinde çok farklı türlerde gelişim göstermiştir. Oxford ekonomi sözlüğüne göre para “Bir değişim aracı ve değer deposudur. Bu, kâğıt para ve madeni para gibi fiziksel nesnelerden oluşabileceği gibi banka mevduatları şeklinde defter veya bilgisayar kayıtlarından da oluşabilir” (Black, 1997: 304).

Birçok iktisatçı parayı işlevleri açısından tanımlamaktadır. Para, iktisadi aktörler arasındaki işlemleri kolaylaştıran bir araç olarak kabul edilmekte ve paranın takasın verimsizliğini ortadan kaldırarak mal ve hizmetlerin değişimi için gerekli koşulları oluşturduğu ifade edilmektedir (Burrows, 1953; Kiyotaki ve Wright, 1989). Buna ek olarak paranın, mal ve hizmetlerin değişim, işlem ve ticaret süreçlerini kolaylaştırması nedeniyle, iktisadi sistemde belirleyici bir rol oynadığı ileri sürülmektedir (Dow ve Smithin, 1999).

Ayrıca paranın bir değer saklama aracı (değer deposu) olarak kullanıldığı, yani satın alma gücünü zaman içinde koruyarak geleceğe taşıdığı da vurgulanmaktadır (Barro, 1970). Bu işlev, kısa dönem para talebi dinamikleri ve tahminleriyle de desteklenmekte, paranın satın alma gücünü depolayıp koruma kapasitesinin onu nispeten istikrarlı bir iktisadi değer deposu haline getirdiği ortaya konulmaktadır (Heller ve Starr, 1976). Ancak, paranın değer deposu olarak etkinliğinin değerlendirilmesinde enflasyon ve parayı elde tutmanın reel maliyeti¹ gibi faktörlerin de göz önünde bulundurulması gerektiği belirtilmektedir (Chen, 1979; Davidson, 1975; Parker ve Gibbs, 1974).

Paranın, yalnızca bir değişim aracı veya değer saklama işleviyle sınırlı kalmayıp aynı zamanda bir hesap birimi olarak da görev yaptığı kabul edilmektedir. Melitz (1970) çalışmasında,

¹ Parayı elde tutmanın reel maliyeti, elde tutulan paranın alternatif yatırım fırsatlarından elde edilebilecek getirilerden vazgeçilmesi ve enflasyonun etkisiyle paranın satın alma gücünün azalması sonucu ortaya çıkan fırsat maliyetidir. Bu durum, paranın düşük veya nominal getirili enstrümanlarda tutulması halinde, daha yüksek getiri sağlayabilecek yatırım fırsatlarının kaçırılmasına işaret eder (Chen, 1979; Davidson, 1975; Parker ve Gibbs, 1974).

paranın hesap birimi işlevinin modern ekonomilerde olduğu kadar ilkel toplumlarda da soyut hesaplamaların uygulanması yoluyla ortaya çıktığını belirtmektedir. Buna bağlı olarak, paranın mal ve hizmetlerin ortak bir ölçütle ifade edilmesine olanak tanıdığı ve ticaret maliyetlerinin azaltılması ile iktisadi verimliliğin artırılması süreçlerine işlevsel katkılar sağladığı ileri sürülmektedir.

Paranın bu üç temel iktisadi rolünün ötesinde duygusal ve sosyal işlevlere hizmet ettiği, bireylerin duygularını, sosyal etkileşimlerini ve davranışlarını etkilediği fikri literatürde geniş bir şekilde tartışılmaktadır. Pranoto vd., (2021) çalışmalarında, paranın mevcudiyetinin olumlu duygusal değişkenleri pozitif olarak etkilediğini ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmişlerdir. Marmet vd. (2021) çalışmalarında, Covid-19 krizinin insan psikolojisi üzerindeki etkisini incelemişler, paranın mevcudiyetinin sosyoekonomik düzeyi yüksek kişilerde psikolojik dayanıklılığı artırdığını sosyoekonomik düzeyi düşük kişilerde ise kırılganlık (aşırı stres, psikolojik travma ve korku) yarattığını tespit etmişlerdir. Trzcińska ve Sekścińska (2016), çocuklar üzerine yaptıkları deneysel çalışmalarında ise paranın sembolik işlevinin fonksiyonel işlevinden daha ilkel olduğunu ve bu sembolik işlevlerin muhtemelen yaşamın daha erken bir aşamasında geliştiğini ortaya koymuşlardır. Araştırmalarında, 6-8 yaş arasındaki çocukların paranın sembolik anlamlarına duyarlı olduklarını, ancak fonksiyonel işlevlerini tam olarak kavrayamadıklarını tespit etmişlerdir. Çalışmada ayrıca, paranın sembolik aktivasyonunun çocukların bireysel çaba gerektiren görevlerde dayanıklılığını artırdığı ve ödül geciktirme tercihini güçlendirdiği sonucuna ulaşılmıştır. Duh ve Thorsten (2019) çalışmalarında, mutluluk ile arzu edilen para tutumları arasında güçlü bir pozitif yönlü ilişki olduğunu belirleyerek, paranın iktisadi işlevinin ötesindeki sembolik ve sosyal etkilerine dikkat çekmişlerdir. Araştırmada, çocuklukta alınan duygusal aile desteğinin bireylerin mutluluk seviyesini artırdığı ve bu mutluluğun para yönetiminde daha dikkatli, planlı ve sorumlu davranışları desteklediği ortaya çıkartılmıştır. Bu bulgular doğrultusunda, paranın yalnızca maddi bir değişim aracı değil, aynı zamanda bireylerin duygusal ve sosyal yaşamlarını şekillendiren önemli bir sembol olduğu ileri sürülmüştür.

Para talebi ise, basit bir şekilde yukarıda bahsedilen tüm bu fonksiyonel ve sembolik işlevleri doğrultusunda elde tutulmak istenen para miktarı olarak ifade edilmektedir. Literatürde, para talebi ve para talebi fonksiyonunun istikrarı, paranın iktisadi hayattaki rolüne ilişkin önde gelen hususlar olarak kabul edilmektedir. Goldfeld ve Sichel (1990)'a göre para talebi, para politikasının formüle edilmesinde kritik bir bileşendir ve para için istikrarlı bir talep fonksiyonu etkin bir para politikasının yürütülmesinde ön koşul olarak ileri sürülmektedir. Mikro ve makro düzeyde para talebinin dinamiklerini anlamak için oldukça önemli olan para talebi teorilerinde, iktisadi aktörlerin para tutma arzularının ardındaki motivasyonlar araştırılarak elde tutulmak istenen para miktarındaki değişikliklerin iktisadi sonuçları incelenmektedir. Bu doğrultuda başlıca Klasik, Keynesyen ve Monetarist iktisat okullarınca, para talebine etki eden mekanizmaları açıklamaya ve aynı zamanda para talebinin iktisadi etkilerini anlamaya yönelik birçok teori geliştirilmiştir.

1.1. Paranın Miktar Teorisi'nin Tarihsel Gelişim Süreci

Bu bölümde Paranın Miktar Teorisi'nin tarihsel gelişim süreci Fisher yaklaşımına kadar ele alınacaktır. İktisadi düşüncenin temel taşlarından biri olan Paranın Miktar Teorisi'nin kökenlerinin 16. yüzyıla kadar uzandığı kabul edilmektedir. Bu teorinin en erken formülasyonlarından biri, Fransız filozof Jean Bodin tarafından 1560'larda ortaya atılmıştır (Schumpeter, 1954: 311). Jean Bodin, Batı Avrupa'da yaşanan enflasyonu, Amerika'dan getirilen kıymetli madenlerin bolluğuna ve dolayısıyla para arzındaki artışa bağlamıştır (Steele, 2008). Bu yaklaşım, fiyatlar genel düzeyinin (P) doğrudan para arzına (M) orantılı olduğunu ifade eden teorinin ilk mantıksal formülasyonunu oluşturur. Daha sonra 1691 yılında John Locke, bu orantılılık ilkesini geliştirmiş ve para arzının fiyatlar genel düzeyini belirleyen ana etken olduğunu öne sürmüştür (Çiçek, 2011).

John Locke, 1691 yılında yayımladığı "Some Considerations of the Consequences of the Lowering of Interest and the Raising the Value of Money" adlı eserinde, paranın değerinin dolaşımdaki para miktarı tarafından belirlendiğini kabul etmektedir. Ayrıca, para arzındaki artışın fiyatları yükselteceğini savunarak bu temel prensibi güçlendirmiştir. Locke (1691) çalışmasında, para biriminin değersizleştirilmesi veya yeniden değerlendirilmesi gibi müdahalelerin de ekonomik güveni zedeleyeceğini ve ticari ilişkileri bozacağını savunmuştur. Paranın istikrarlı bir değer taşımasının toplumsal güven ve ekonomik istikrar için hayati olduğunu belirten Locke, devletin bu süreçlere aşırı müdahalelerden kaçınması gerektiğini öne sürmüştür (Uberti, 2013). Bu fikir, klasik iktisadi düşüncede önemli bir yer tutarak, serbest piyasa mekanizmalarının paranın değerini korumadaki rolünü desteklemektedir.

David Hume ise, 1752 tarihli "Essays, Moral, Political, and Literary" adlı eserinde, paranın miktar teorisinin temel ilkelerinden biri olan para arzı ile fiyatlar arasındaki doğrudan ilişkiyi nedensel bir çerçevede ele alarak, para arzındaki artışların uzun dönemde yalnızca fiyatları etkileyip reel çıktıyı değiştirmediğini savunmuştur. Hume (1972)'ye göre, ekonomideki para arzında meydana gelen bir değişim, fiyatlar genel düzeyini aynı oranda etkiler. Bu ilişki $M \rightarrow P$ şeklinde ifade edilebilir. Bu ifade, para arzındaki artışın, fiyatlar genel düzeyi üzerinde yukarı yönlü bir baskı oluşturacağını ve tam tersi durumda fiyatlar genel düzeyinin düşeceğini göstermektedir. Ancak Hume, bu etkinin anlık değil, geçici bir uyum süreci sonrasında gerçekleşeceğini belirtmiştir. Hume'un fiyat-speçie akış mekanizması², ticaret fazlalarından kaynaklanan altın ve gümüş girişlerinin ulusal fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisini

² David Hume'un fiyat-speçie akış mekanizması, para arzı, fiyatlar genel düzeyi ve uluslararası ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi açıklayan önemli bir teoridir. Mekanizmaya göre, bir ülkede altın rezervlerinin artması, para arzını artırır ve bu da fiyatlar genel düzeyini yükseltir. Yüksek fiyatlar, ihracatı azaltırken ithalatı artırır ve ticaret dengesizliğine yol açar. Bu süreçte, ticaret açığını kapatmak için altın veya döviz diğer ülkelere akar, para arzı azalır ve fiyatlar düşerek ulusal malları yeniden rekabetçi hale getirir. Hume'un mekanizması, altın ve fiyat hareketleriyle uluslararası ticarete otomatik bir denge mekanizması sağlayarak, para arzı değişikliklerinin ticaret dengesi üzerindeki etkilerini açıklar ve uzun dönemde fiyatların uyumunu garanti eder.

açıklamaktadır. Hume (1752: 279), paranın doğasına dair, “Para, teknik olarak ticaretin bir konusu değil, insanların bir malın diğer bir mal ile değişimini kolaylaştırmak için üzerinde anlaştıkları bir araçtır. Ticaretin çarklarından biri değildir; çarkların hareketini daha sade ve kolay hale getiren bir yağıdır.” ifadelerini kullanmıştır. Bu ifade, Hume’un parayı bir araç olarak gördüğünü ve paranın ticareti kolaylaştırmadaki işlevine vurgu yaptığını açıkça ortaya koymaktadır.

Cantillon, para arzındaki değişikliklerin ekonomik sektörler üzerinde farklı etkiler yarattığını belirtmiştir (Humphrey, 1974). Piyasaya giren yeni para miktarı ekonomiye eşit dağılmayıp önce belirli grupların eline geçerek onların harcamalarını artırmakta ve bu da sektörel talep ve fiyat farklılıklarına yol açmaktadır (Thornton, 1998). Cantillon, bu analizle paranın kısa dönemde nötr olmadığını ve ekonomide geçici dengesizlikler yaratarak kaynakların yeniden tahsisine neden olduğunu vurgulamış, klasik teorinin yalnızca uzun dönemli etkilerine odaklanmasını eleştirmiştir (Humphrey, 1974).

John Stuart Mill ise 1848 yılında yayımladığı “Principles of Political Economy” adlı eserinde, miktar teorisinin temel prensiplerini ele alarak para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişkiyi detaylı bir şekilde açıklamıştır. Mill, para miktarının fiyatları belirlemede talep ve arz kuralları çerçevesinde işlediğini vurgulamış, dolaşımdaki para miktarındaki artışın fiyatlar genel düzeyini doğrudan artıracığını belirtmiştir. Mill (1848: 345-346) eserinde para arzı ile fiyatlar arasındaki ilişkiyi açıkça şu ifadelerle belirtmiştir: “Eğer dolaşımdaki para miktarı iki katına çıkarsa, fiyatlar da iki katına çıkar. Eğer para arzı dörtte bir oranında artırılsa, fiyatlar da aynı oranda yükselir.”. Bununla birlikte, Mill, fiyatların yalnızca para arzıyla değil, paranın dolaşım hızıyla da şekillendiğini ifade ederek, dolaşım hızındaki değişikliklerin fiyatlar üzerindeki etkisini vurgulamıştır. Daha fazla para aynı hızda el değiştirirse fiyatların artacağını, ancak paranın dolaşım hızındaki yavaşlamanın bu etkiyi dengeleyebileceğini ifade etmiştir (Mill, 1848: 344-346). Mill (1848: 345), para talebini piyasadaki tüm malların arzı olarak tanımlamış ve para arzı ile talebi arasındaki ilişkinin malların arzı ve talebiyle denk olduğunu ileri sürmüştür. Mill ayrıca, para talebinin diğer mallara olan taleplerden farklı olduğunu belirtmiş ve paranın, bireylerin alım gücünü temsil ettiği için her zaman talep edilen bir unsur olduğunu savunmuştur (Mill, 1848: 350).

Irving Fisher, 1911 yılında yayımlanan “The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest, and Crises” adlı eserinde, Paranın Miktar Teorisi’ni $MV=PQ$ denklemiyle sistematik bir şekilde ifade etmiştir. Bu formül, para arzı ve paranın dolaşım hızı (V) ile fiyat genel düzeyi ve reel çıktı (Q) arasındaki ilişkiyi vurgulamaktadır (Humphrey, 1991). Fisher çalışmalarında, kısa dönemde paranın dolaşım hızının ve çıktının sabit olduğunu varsaymıştır. Fisher (1911: 24), Paranın Miktar Teorisi’nin matematiksel temelini ve paranın dolaşım hızı kavramını şu şekilde açıklamaktadır:

Bir toplulukta bir yıl boyunca mal ve hizmetler için harcanan toplam para miktarını E (harcama) olarak ve yıl boyunca dolaşımda bulunan paranın ortalama miktarını M (para) olarak belirtelim. M , eşit zaman aralıklarıyla mevcut para miktarlarının basit aritmetik ortalaması olacaktır. Eğer yılın harcamalarını (E), yıl boyunca dolaşımdaki paranın ortalama miktarına (M) bölersek, paranın mal ve hizmetler için takas edilmesindeki ortalama dönüşüm oranını elde ederiz: E/M . Bu, paranın dolaşım hızıdır. Bu hız V olarak ifade edilebilir; böylece $E = MV$ olur. Diğer bir ifadeyle: Toplulukta dolaşımda olan toplam para miktarı, şu şekilde tanımlanır: $E = MV$.

Bu gösterim değişim denkleminin para tarafı olarak ifade edilmiştir. Değişim denkleminin mal tarafını ise Fisher (1911: 25) şu ifadelerle ortaya koymuştur:

Örneğin, bir yıl içinde bir toplulukta satın alınan herhangi bir malın, örneğin ekmeğin, ortalama satış fiyatı P (fiyat) ve satın alınan toplam miktarı Q (miktar) ile ifade edilebilir. Benzer şekilde, diğer bir malın, örneğin kömürün, ortalama fiyatı P' ve toplam miktarı Q' ile ifade edilebilir. Üçüncü bir malın, (örneğin kumaşın), ortalama fiyatı ve toplam miktarı P'' ve Q'' ile ifade edilebilir. Bu, ne kadar çok olursa olsun değiş tokuş edilen tüm diğer mallar için de geçerlidir. Bu durumda değişim denklemi şu şekilde ifade edilebilir: $MV = PQ + P'Q' + P''Q'' + vb$.

Bu değişim denklemini Fisher, $MV = \Sigma PQ$ biçiminde ifade etmiş ve bu denklemden hareketle aşağıdaki önermeleri yapmıştır (Fisher, 1911: 25);

Eğer V ve Q sabit kalır ve M değişirse, denklemin para tarafı (MV) aynı oranda değişir. Dolayısıyla, mal tarafı (PQ) da aynı oranda değişmelidir. Bu durumda tüm P 'ler aynı oranda değişir veya bazı malların fiyatları daha fazla, bazı malların fiyatları daha az değişerek bu farkı telafi eder. Eğer M ve Q sabit kalır ve V değişirse, denklemin para tarafı (MV) aynı oranda değişir. Dolayısıyla, mal tarafı (PQ) da aynı şekilde değişmelidir. Tüm P 'ler aynı oranda değişir ya da bazı malların fiyatları daha fazla, bazı malların fiyatları daha az değişerek bu farkı telafi eder. Eğer M ve V sabit kalır ve Q değişirse, denklemin para tarafı (MV) sabit kalır. Ancak mal tarafı (PQ) değişir. Bu durumda, tüm P 'ler ters orantılı olarak değişir ya da bazı malların fiyatları daha fazla, bazı malların fiyatları daha az değişerek bu farkı telafi eder.

Fisher, bu önermelerle Paranın Miktar Teorisi'nin temel mekanizmasını ve fiyatlar genel düzeyinin para arzı, paranın dolaşım hızı ve ticaret hacmiyle olan ilişkisini net bir şekilde ortaya koymuştur (Dimand, 2003). Ayrıca Fisher (1911), ekonomik değişkenlerin birbirleriyle olan dinamik ilişkisini açıklamaya yönelik bu önermelerle, değişkenlerin birbirlerine sıkı sıkıya bağlı olduğu, ekonomik sistemin her zaman dengeye ulaşmaya çalıştığı, fiyatlar genel düzeyinin para arzına doğrudan bağlı olduğu ve böylece Paranın Miktar Teorisi'nin geçerli olduğu gibi temel fikirleri desteklemektedir (Dimand, 2020). Fisher (1911), banka mevduatlarını da denkleme dahil ederek değişim denklemini şu şekilde genişletmiştir:

$$MV + M'V' = \Sigma PQ = PT$$

Bu denklem, Fisher'ın genişletilmiş değişim denklemini ifade etmektedir. Fisher, bu denklemde yalnızca fiziksel para arzını değil, aynı zamanda banka mevduatlarını ve bunların dolaşım hızlarını da dikkate alarak Paranın Miktar Teorisi'ni genişletmiştir (Dimand, 2011). Genişletilmiş değişim denkleminde kullanılan simgelerin anlamları şu şekildedir:

- M: Dolaşımdaki fiziksel para miktarı (nakit para).
- V: Fiziksel paranın dolaşım hızı (bir yıl içinde paranın el değiştirme sıklığı).
- M': Banka mevduatlarının toplam değeri (banka hesaplarında bulunan para).
- V': Mevduatların dolaşım hızı (mevduatların ekonomik işlemlerde kullanım sıklığı).
- ΣPQ : Ticaret hacmi (üretilen ve satılan mal/hizmet miktarlarının toplam değeri).
- P: Fiyatlar genel düzeyi.
- T: Toplam ticaret hacmi (üretilen reel çıktı).

Bu denklemde $MV+M'V'$ ekonomideki toplam harcamayı (fiziksel para ve mevduatlar kullanılarak yapılan harcamaların toplamı), $\Sigma PQ = PT$, ekonomideki toplam geliri (nominal GSYİH) temsil etmektedir. Bu genişletilmiş denklem, yalnızca fiziksel para arzını değil, aynı zamanda banka sistemindeki mevduatların dolaşımını ve ekonomik aktivitedeki etkisini de kapsamaktadır. Fisher'a göre, para talebi, ekonomik işlemler için gerekli olan nakit miktarıdır ve bireylerin alışkanlıkları, ihtiyaçları ve ödeme tercihleri doğrultusunda şekillenir (Fisher, 1911: 38). Ayrıca Fisher (1911)'e göre paranın değeri, para arzı ve talebi tarafından belirlenir. Dolayısıyla, fiyatlar genel düzeyi, para talebinin (M_d) para arzına (M_s) eşit olduğu noktada oluşur. Bu eşitlikten hareketle ($M_d = M_s$):

$$P = \frac{MV + M'V'}{T}$$

biçiminde fiyat denklemi oluşturulabilir. Bu doğrultuda, belirli bir zamanda M', V, V' ve T sabit kabul edilir, para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasında doğru orantılı bir ilişki vardır.

Fisher'in değişim denklemine dayalı para teorisinde, fiyatların tam esnek olduğu kabul edilerek dolaşımdaki para miktarı ile doğru orantılı olduğu varsayılmaktadır (Fisher, 1911: 25). Bu varsayıma göre diğer şartların sabitliği durumunda para arzı arttığında fiyatlar genel düzeyinin de aynı oranda yükseleceği kabul edilmektedir. Aynı zamanda bu teoride paranın dolaşım hızı genellikle sabit kabul edilir veya belirli bir hızda değiştiği varsayılmaktadır. Ekonomide dolaşan her birim paranın, harcama olarak ekonomiye geri döneceği ve gelir ile harcamaların eş zamanlı gerçekleştirdiği kabul edilmektedir. Kısa dönemde ise ticaret hacmi sabit kabul edilirken, paranın yalnızca işlem amaçlı talep edildiği ve faiz oranları ile herhangi bir ilişkisinin bulunmadığı ileri sürülmektedir. Teoriye göre eğer paranın dolaşım hızı artarsa, aynı işlem hacmini karşılamak için daha az para talep edilmektedir genişletmiştir (Dimand, 2011). Kısa dönemde para talebi nispeten sabit kalırken, uzun dönemde ticaret hacmi, fiyatlar genel düzeyi ve paranın dolaşım hızındaki değişimlerin para talebini etkilediği varsayılmaktadır (Fisher, 1911: 25).

Paranın Miktar Teorisi, iktisadi düşünce tarihinde önemli bir yer tutmasına rağmen, varsayımlarının gerçek dünya koşullarına uygunluğu ve teorinin ampirik geçerliliği konusunda çeşitli eleştirilere maruz kalmıştır (Marcuzzo, 2002). Aşağıda, teorinin temelini oluşturan varsayımlara yönelik en dikkat çekici eleştiriler yer verilmiştir.

Paranın Miktar Teorisi'nin, para arzı, paranın dolaşım hızı, fiyatlar genel düzeyi ve çıktı arasındaki karmaşık ilişkileri aşırı derecede basitleştirdiği düşünülmektedir. Renshaw (1976), teorinin fiyatlara odaklanmasının açıklama gücünü sınırladığını ileri sürmüştür. Friedman (1956), paranın dolaşım hızının sabit değil, ekonomik koşullardaki, faiz oranlarındaki ve beklentilerdeki değişikliklere bağlı olarak dalgalanabilen bir değişken olduğunu savunmuştur. Friedman ve Schwartz (1963) çalışmalarında, paranın dolaşım hızının özellikle ekonomik istikrarsızlık dönemlerinde önemli ölçüde değişebileceğini tespit etmişlerdir. Fisher'in modelinin, bu değişimleri hesaba katmayarak para arzının fiyatlar genel düzeyiyle olan ilişkisinin karmaşıklığını aşırı basitleştirdiği ileri sürülmüştür (Friedman ve Schwartz, 1963). Kimbrough (1986) ise çalışmasında, paranın dolaşım hızının ekonomik koşullara, teknolojik değişikliklere ve tüketici davranışlarına göre değişebileceğini ileri sürmektedir.

Hoover (1988) çalışmasında, modern finansal sistemlerin karmaşıklığının bu teoride yeterince temsil edilmediğini belirtmiş ve finansal piyasalar ile kurumların ihmal edildiğini ifade etmiştir. Ayrıca teorinin, para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki nedenselliği açıkça tanımlamadığını ileri süren Patinkin (1972) çalışmasında, para arzındaki değişimlerin mi fiyatları etkilediği yoksa fiyat değişimlerinin mi para arzını yönlendirdiği konusundaki belirsizliği eleştirmektedir.

Bernholz (1988) ise çalışmasında, hiper enflasyon dönemlerinde para arzındaki artışların fiyat artışlarıyla orantılı olmadığını belirterek teorinin kriz dönemlerinde tutarlı sonuçlar vermediğini ifade etmiştir. Fischer (1983) çalışmasında, ekonomilerin dinamik ve şoklara açık yapısı nedeniyle bu varsayımın gerçek dünyada geçerli olmayabileceğini belirtmiştir. Fisher, para arzı ile fiyatlar arasında doğrudan bir ilişki öngörürken, Keynes (1936), ekonomik durgunluk dönemlerinde talep yetersizliği nedeniyle işsizlik ve atıl kapasitenin ortaya çıkabileceğini savunmuştur. Keynes (1936)'ya göre, Fisher'ın teorisi bu gibi gerçek dünyadaki sorunları açıklamakta yetersiz kalmaktadır.

Carr ve Darby (1981) çalışmalarında, para arzı şoklarının iktisadi faaliyetler üzerindeki etkilerini araştırmış ve teorinin eksikliklerini vurgulamıştır. Ayrıca Fisher teorisi, daha çok para arzına odaklanırken, Keynes (1936) para talebinin nedenlerini açıklayan "likidite tercihi" kavramını geliştirmiştir. Keynes (1936), para talebinin faiz oranı, gelir seviyesi ve ekonomik belirsizlik gibi faktörlerden etkilendiğini savunmuş ve insanların, sadece işlem amaçlı değil, aynı zamanda ihtiyatlılık ve spekülasyon amacıyla da para tutabileceğini ileri sürmüştür. Benzer şekilde Friedman

da, Fisher'ın para talebine yaklaşımını eleştirerek onun modelinin öncelikle para miktarına odaklandığını ve bireylerin para talebini etkileyen faktörleri ihmal ettiğini belirtmiştir. Friedman (1969), faiz oranlarının rolüne ve para tutmanın fırsat maliyetine dikkat çekerek daha kapsamlı bir yaklaşım sunmuştur.

1.2. Cambridge Nakit Dengesi Yaklaşımı

Cambridge nakit dengesi yaklaşımı, klasik miktar teorisinin bir uzantısıdır ve bireylerin ellerinde tuttıkları para miktarını analiz ederek para talebini açıklamaya çalışır. Bu yaklaşım, özellikle İngiltere'de Cambridge Üniversitesi iktisatçıları Alfred Marshall (1890, 1923) ve A.C. Pigou (1949) tarafından geliştirilmiştir. Bu modele göre para, yalnızca Fisher'in yaklaşımında olduğu gibi bir değişim aracı olarak değil, aynı zamanda gelir ve servet biriktirme amacıyla da talep edilmektedir (Cavalieri, 1992). Alfred Marshall, Para Miktar Teorisi'ni desteklemekle birlikte, paranın dolaşım hızının sabit olmadığını ve para talebinin ekonomik koşullara bağlı olarak değişebileceğini öne sürmüştür (Laidler, 1988). Para talebi, bireylerin ellerinde bulundurmak istedikleri para miktarına bağlıdır ve genel olarak şu şekilde ifade edilir:

$$M_d = k * P * Y$$

Burada: M_d para talebini, k gelirin para olarak tutulmak istenen oranını (Marshall k 'sı), P fiyatlar genel seviyesini ve Y reel geliri temsil etmektedir. Nakit dengesi denklemine göre paranın değeri, para arzı ve talebi tarafından belirlenir. Herhangi bir zamanda, para arzı sabit kalır, dolayısıyla para talebindeki değişiklikler paranın değeri üzerinde doğrudan bir etki yaratır. Bu nedenle teoride, paranın değeri bağlamında para talebine arzından daha fazla vurgu yapılmaktadır. Bundan dolayı, nakit dengesi yaklaşımı paranın talep teorisi olarak da adlandırılmaktadır.

Toplam nakit dengesi, insanların yıllık reel gelirlerinin bir kısmını para olarak tutma oranını ifade etmektedir. Marshall'ın k 'sı³, Cambridge Nakit Dengesi Yaklaşımı'nda yer alan ve bireylerin gelirlerinin ne kadarını para olarak tutmayı tercih ettiklerini ifade eden bir katsayıdır. Bu katsayı, para talebi fonksiyonunda merkezi bir rol oynar. Örneğin, eğer k yüksekse, bireyler gelirlerinin büyük bir kısmını nakit veya mevduat olarak tutuyor demektir. Bu denklem, k 'nın artması durumunda paranın dolaşım hızının azaldığını, yani bireylerin daha fazla nakit tutma eğiliminde olduğunu gösterir. Marshall ve diğer Cambridge iktisatçıları, k 'nın nispeten sabit olduğunu varsaymışlardır. Ancak Keynes (1936), iktisadi dalgalanma ve belirsizlik dönemlerinde k 'nın değişebileceğini savunarak bu varsayımı eleştirmiştir.

³ Marshall k 'sı, para dolaşım hızı (V) ile ters ilişkilidir. Para dolaşım hızı, bir birim paranın ne kadar hızlı el değiştirdiğini ifade eder ve $V = 1/k$ şeklinde ifade edilmektedir.

Bu modelde, para talebi bireylerin gelir düzeyine doğrudan bağlıdır. Gelirin artması, bireylerin para talebini artırırken, fiyatlar genel düzeyindeki değişimler de talebi doğrudan etkiler. Faiz oranları dikkate alınmaz ve ekonominin tam istihdamda çalıştığı varsayılır. Pigou (1949), para talebini bireylerin servet tutma ve değerlendirme alışkanlıkları üzerinden açıklayan bir perspektif sunmuştur. Ekonomik denge durumunda nominal para talebini şu şekilde ifade etmiştir:

$$M_d = k * P * w$$

Bu denklemde M_d nominal para talebini, P serveti oluşturan değerlerin piyasa fiyatlarını, k servetin $(P * w)$ para olarak tutulmak istenen oranını, w reel serveti ifade etmektedir. Pigou (1949), para talebini bireylerin servet ve davranışlarına dayalı olarak incelemiş, para talebini bireysel düzeyde ele alarak toplam servetin bir parçası şeklinde değerlendirmiştir. Para, yalnızca bir değişim aracı değil, aynı zamanda servetin korunmasını sağlayan bir değer saklama aracı olarak tanımlanmıştır. Pigou yaklaşımında, bireylerin ellerindeki paranın ne kadarını tutmak istedikleri temel bir ölçüt olarak kabul edilirken, para arzındaki değişimlerin bu tercihler üzerindeki etkisi de dikkate alınmıştır. Bu çerçevede, bireylerin para tutma eğilimleri ve servetlerinin piyasa fiyatlarıyla ilişkisi modelin merkezini oluşturmaktadır.

1.3. Keynesyen Likidite Tercihi Teorisi

John Maynard Keynes ise 1936 yılında yayımlanan “The General Theory of Employment, Interest, and Money” adlı eserinde, klasik Paranın Miktar Teorisi’ni eleştirmiştir. Likidite Tercihi Teorisi, John Maynard Keynes tarafından para talebinin belirleyicilerini açıklamak için geliştirilmiş bir yaklaşımdır. Bu teoriye göre, bireyler ve firmalar ellerindeki parayı işlem güdüsü, ihtiyat güdüsü ve spekülasyon güdüsü şeklinde üç temel motivasyona bağlı olarak tutmaktadırlar (Modigliani, 1944). Bireyler, günlük işlemleri gerçekleştirmek için para tutarlar. Bu, gelir düzeyiyle doğru orantılıdır; gelir arttıkça işlem amaçlı tutulan para miktarı da artar. Ayrıca bireyler ve firmalar, beklenmedik durumlar ve gelecekteki olası harcamalar için de para tutmayı tercih ederler. Bu para talebi, belirsizlik ve risk algısına bağlı olarak değişiklik gösterebilir. Keynes (1936)’ya göre işlem ve ihtiyat güdüsü doğrultusunda elde tutulmak istenen para gelirin bir fonksiyonudur⁴.

Baumol (1952) ve Tobin (1958) gibi iktisatçılar da işlem ve ihtiyat güdülerini matematiksel modellerle açıklayarak Keynesyen yaklaşıma katkıda bulunmuşlardır. Baumol (1952) çalışmasında ortaya koyduğu envanter modelinde, bireylerin ve firmaların işlem amaçlı para tutma davranışını optimize etmek için nasıl karar verdiklerini incelerken, Tobin (1958) çalışmasında belirsizlik ve

⁴ İşlem güdüsüne göre para talebi fonksiyonu $L_T = f(Y)$, ihtiyat güdüsüne göre para talebi $L_P = f(Y)$ şeklinde ifade edilmektedir.

risk bağlamında likidite tercihini ele alarak, Keynes'in teorisini daha geniş bir çerçevede değerlendirmeyi mümkün kılmıştır.

Keynes bireylerin spekülasyon güdüsüyle, faiz oranlarının gelecekteki değişimlerini tahmin ederek parayı tutmayı veya diğer varlıklara yatırım yapmayı tercih ettiklerini ileri sürmüştür. Faiz oranları düşük olduğunda bireyler parayı ellerinde tutmayı tercih ederken, faiz oranları yüksek olduğunda daha fazla yatırım yapma eğilimindedirler (Modigliani, 1944). Bu doğrultuda spekülasyon güdüsüyle para talebi faiz oranlarının bir fonksiyonudur ve faiz oranı ile spekülasyon para talebi⁵ arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır (Meltzer, 1963). Toplam para talebi, işlem, ihtiyat ve spekülasyon amaçlı talep edilen paraların toplamıdır ve $M_d = L_T + L_P + L_S = f(Y, i)$ biçimine gösterilmektedir. Bu denklemde M_d toplam para talebini, L likidite tercihini, Y geliri ve i faiz oranını temsil etmektedir.

1.4. Friedman'ın Modern Miktar Teorisi

1956 yılında Milton Friedman, Paranın Miktar Teorisi'ni "The Quantity Theory of Money: A Restatement" adlı eserinde yeniden formüle etmiştir. Friedman (1956), bu çalışmasında Fisher denklemini temel almış olsa da, teoriye daha geniş bir perspektif kazandırmış ve mikroiktisadi bir yaklaşımla para talebini ele almıştır. Bu kapsamda, Friedman'ın para talebi teorisi, bireylerin ve işletmelerin iktisadi kararlarını şekillendiren temel faktörleri analiz etmektedir. Friedman (1956: 9)'a göre, para talebi, bireylerin toplam servetlerini farklı varlık türleri arasında nasıl dağıttıklarını açıklayan bir fonksiyona dayanmaktadır. Bu yaklaşıma göre, bireylerin iktisadi davranışlarını ve tercihlerini yansıtan nominal para talebi fonksiyonunun genel yapısı şu şekilde ifade edilmiştir;

$$M = f \left(P, r_b - \frac{1}{r_b} \frac{dr_b}{dt}, r_e + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} - \frac{1}{r_e} \frac{dr_e}{dt}, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; w; \frac{Y}{r}; u \right)$$

Bu fonksiyonda kullanılan simgeler;

M : nominal para talebi,

P : fiyatlar genel düzeyi,

r_b : tahvil faiz oranı,

$-\frac{1}{r_b} \frac{dr_b}{dt}$: tahvil fiyatlarındaki değişim oranından kaynaklanan getiri,

r_e : hisse senetlerinden elde edilen piyasa getirisi,

$\frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$: fiyatlar genel düzeyindeki beklenen değişim oranı (enflasyon beklentisi),

$-\frac{1}{r_e} \frac{dr_e}{dt}$: hisse senedi fiyatlarındaki değişim oranından kaynaklanan getiri,

⁵ Spekülasyon güdüsüyle para talebi $L_S = f(i)$ şeklinde ifade edilmektedir.

w : beşeri olmayan servetin beşeri servete oranı⁶,

$\frac{Y}{r}$: toplam servet (gelir ve faiz oranlarıyla ilişkilendirilmiş)⁷,

u : servet sahiplerinin tercihlerine ve davranışlarına etki eden diğer değişkenler

olarak ifade edilmektedir. Bu denklemdeki $r_b - \frac{1}{r_b} \frac{dr_b}{dt}$ ifadesi 1 liralık tahvilden elde edilen reel getiriyi, $r_e + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} - \frac{1}{r_e} \frac{dr_e}{dt}$ ifadesi ise 1 liralık hisse senedinden elde edilen reel getiriyi temsil etmektedir. Friedman, fiyat değişim oranlarının ve faiz oranlarının farklı varlık türleri için arbitraj yoluyla $r_b - \frac{1}{r_b} \frac{dr_b}{dt} = r_e + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} - \frac{1}{r_e} \frac{dr_e}{dt}$ biçiminde eşitlenebileceğini öne sürer. Friedman (1956)'ya göre eğer getiri oranlarının sabit olduğu veya aynı oranda değiştiği varsayılırsa ($\frac{dr_b}{dt} = \frac{dr_e}{dt} = 0$), yukarıdaki eşitlik $r_b = r_e + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$ biçiminde sadeleştirilebilir. Friedman'ın yaklaşımında, bu ilişki iktisadi birimlerin varlık tercihlerini ve para talebini şekillendiren kritik bir faktör olarak ele alınır (Friedman, 1956, s.9).

Friedman (1956)'ya göre, para talebi, bir toplumdaki servet sahibi bireylerin para talebi ile tüketim hizmetlerine olan talepleri arasında kurulan bir benzerlik temelinde analiz edilebilir. Bu doğrultuda para talebi; bireylerin toplam servet büyüklüğü, farklı varlık türlerinin getirileri ve iktisadi tercihleri gibi üç temel faktör tarafından belirlenir (Friedman, 1956: 4).

Toplam servet, bireylerin sahip olduğu para, tahvil, hisse senedi, fiziksel mallar ve beşeri sermaye gibi varlık türlerinden oluşur. Bireyler, toplam servetlerinin bir kısmını para olarak tutmayı tercih ederler ve bu tercih, servet büyüklüğüne ve varlık türlerine göre değişir. Ayrıca, farklı varlık türlerinin fiyatları ve getirileri, bireylerin parayı elde tutma maliyetlerini belirler. Bu nedenle, bireylerin para talebi, toplam servetlerinin yapısına ve varlık türleri arasındaki maliyet-fayda analizine bağlı olarak şekillenir. Paranın getirisi⁸, tahvillerin faiz oranı veya hisse senetlerinin getirisi gibi diğer varlıkların getirileriyle karşılaştırılır. Alternatif varlıkların getirisi arttığında, bireyler paradan ziyade bu varlıklara yönelerek para talebini azaltabilir. Son olarak, bireylerin risk algıları, belirsizlik dönemlerindeki davranışları ve tüketim alışkanlıkları gibi zevk ve tercihler de para talebi üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Friedman (1956) bu yaklaşımıyla, bireylerin iktisadi davranışlarını mikroiktisadi temellere dayandırarak para talebinin daha geniş bir çerçevede analiz edilmesine olanak tanımıştır.

⁶ Friedman bu oranı şu şekilde ifade etmektedir “ w , beşeri olmayan servetin beşeri servete oranı veya beşeri olmayan servetten elde edilen gelirin beşeri servetten elde edilen gelire oranı olarak tanımlanır. Bu, genellikle 'servetin gelire oranı' olarak bilinen kavrama yakındır.” (Friedman, 1956: 7)

⁷ Burada Y nominal geliri, r ise ortalama piyasa faiz oranını temsil etmektedir. Friedman, toplam serveti gelir akışı (Y) ile faiz oranı (r) arasındaki ilişkiyle tanımlar.

⁸ Friedman (1956)'ya göre, paranın doğrudan bir getirisi olmamasına rağmen, sağladığı güvenlik ve işlem kolaylığı bireylerin parayı elde tutmasını cazip hale getirir. Likit bir varlık olarak para, acil durumlarda kullanılabilirliğiyle güven sağlar ve günlük işlemler için en pratik araçtır (Friedman, 1956, s. 9).

Friedman'ın para talebi teorisinin merkezinde nominal para talebi kavramından ziyade reel para talebi kavramı yer almaktadır. Çünkü Friedman, reel para talebinin, bireylerin iktisadi kararlarını anlamada daha doğru bir ölçüt olduğunu ileri sürmüştür. Reel para talebi, nominal para talebinin fiyatlar genel seviyesi (P) ile düzeltilmiş halidir. Bu doğrultuda reel para talebi fonksiyonu ise, Friedman'ın analizinde şu şekilde ifade edilir:

$$\frac{M}{P} = f\left(r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; w; \frac{Y}{P}; u\right)$$

Bu fonksiyonda M/P reel para talebini ve Y/P ise bireylerin satın alma gücünü belirleyen reel geliri temsil etmektedir.

1.5. Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi, belirsizlik koşullarının para talebi üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalarının merkezinde yer alan ve para arzının istikrarını ön plana çıkaran bir yaklaşımdır. Friedman (1983)'e göre, para arzındaki öngörülemeyen dalgalanmalar hem makroekonomik istikrarı tehlikeye atmakta hem de ekonomik karar alıcıların belirsizlik algılarını şiddetlendirmektedir.

Friedman (1983), 1979-1982 dönemi Federal Rezerv politikalarının ("Volcker Şoku"⁹) paranın dolaşım hızı üzerindeki varsayımını sekteye uğrattığı için Parasal Oynaklık Hipotezi olarak adlandırılan yaklaşımını geliştirilmiştir. Hipotezde, para arzındaki oynaklığın ekonomik belirsizliği artırarak reel para talebini yükselttiği ve bu durumun paranın dolaşım hızını düşürdüğü savunulmaktadır.

Friedman (1984) çalışmasında, ABD'de gerçekleşen 1982'deki paranın dolaşım hızındaki keskin düşüşün, önemli ölçüde, Ekim 1979'da FED'in operasyonel prosedürlerinde yaptığı değişiklikler nedeniyle artan para arzı oynaklığından kaynaklandığını ileri sürmüştür. Bu mekanizmaya ilişkin Friedman (1984: 399) çalışmasında şu ifadeyi kullanmıştır: "*Para arzındaki olağanüstü oynaklık... algılanan belirsizlik derecesini artırmış ve böylece para talebini artırmıştır.*" Friedman, para arzındaki artan oynaklığın, faiz oranları, üretim ve fiyatlar gibi makroekonomik göstergelere ilişkin daha yüksek bir belirsizlik düzeyi yaratacağını öne sürmektedir. Artan belirsizlikler, gelecekte yaşanabilecek şiddetli ekonomik dalgalanmalara karşı bir güvence

⁹ Volcker Şoku, dönemin yüksek enflasyonunu kontrol altına almayı amacıyla 1979'da ABD Merkez Bankası Başkanı Paul Volcker'in liderliğinde uygulanan radikal para politikalarını ifade eder. FED Başkanı Paul Volcker tarafından uygulanan bu politikalar, yükselen enflasyonu kontrol altına almak amacıyla para arzı hedeflemesini ve faiz oranlarının dalgalanmasına izin verilmesini içermiştir. Volcker, kısa vadeli faiz oranlarını %20 seviyesine kadar yükselterek ve para arzını sıkı bir şekilde kontrol ederek, 1980'lerin başında enflasyonu %14 seviyelerinden %3-4 seviyelerine indirmeyi başarmıştır. Ancak bu süreç, faiz oranlarında ve ekonomik aktivitede yüksek oynaklığa yol açmış, ekonomik büyüme üzerinde önemli baskılar oluşturmuştur (Friedman, 1984; Mehra, 1989).

sağlamak amacıyla bireylerin ve işletmelerin reel para taleplerini artırmalarına neden olabilmektedir (Mascaro ve Meltzer, 1983). Reel para talebi düzeylerindeki bu artışın ise, paranın dolaşım hızında da bir düşüşe yol açtığı varsayılmaktadır.

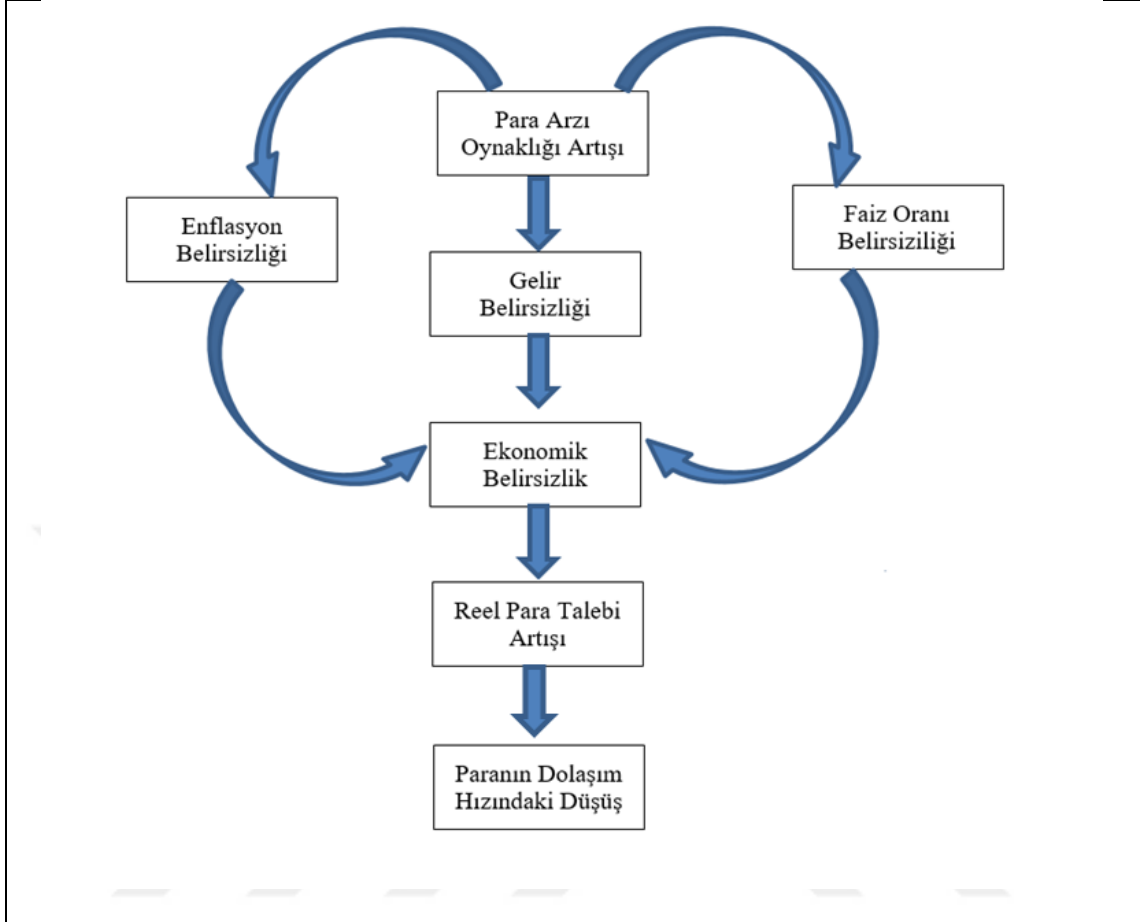
Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi, 1982'deki paranın dolaşım hızındaki düşüşü "monetarizmin çöküşü" olarak nitelendiren Robert J. Gordon'un (*The Gordon Update*, 1983) eleştirilerine teorik bir yanıt niteliği de taşımaktadır. Gordon (1983), para arzı artışlarının paranın dolaşım hızını ve ekonomik büyümeyi beklenen şekilde desteklemediğini, bu durumun monetarist politikaların etkinliğini sorgulayan bir sorun oluşturduğunu belirtmiştir. Friedman (1984) ise, bu ilişkiyi zayıflatan temel unsurun para arzındaki oynaklık ve belirsizlik olduğunu savunmuştur. Friedman (1984)'e göre, Federal Rezerv'in 1979-1982 dönemindeki politikaları retorik olarak monetarist bir çerçeve sunsa da, pratikte hedeflenen istikrarı sağlamaktan uzak kalmıştır. Friedman bu durumu şu sözlerle ifade etmiştir "*Federal Rezerv Sistemi'nin söylemleri 'monetarist' olsa da, izlediği politika antimonetaristti... Deney süresince parasal büyümenin oynaklığı, önceki döneme kıyasla yaklaşık üç kat artmıştı.*" (Friedman, 1984: 397).

Friedman, para arzı oynaklığının iktisadi aktörleri daha fazla para tutmaya zorlayarak paranın dolaşım hızını düşürdüğünü ve bu durumun Gordon'un iddia ettiği gibi monetarist teorilerin değil, yanlış uygulamaların bir sonucu olduğunu ileri sürmüştür. Parasal Oynaklık Hipotezi'yle Friedman, para politikalarının öngörülebilir ve istikrarlı bir şekilde uygulanmasının, belirsizlikleri azaltarak piyasa mekanizmasının daha etkin işlemlerini sağlayacağını vurgulamıştır (Friedman, 1983, 1984).

Friedman (1983, 1984) çalışmalarındaki öne sürdüğü temel argümanlar genel hatlarıyla şu şekilde sıralanabilir:

1. **Para Arzının Oynaklığı ve Belirsizlik:** Friedman (1984), para arzında meydana gelen dalgalanmaların, fiyat düzeyi ve ekonomik büyümeye doğrudan etkide bulunabileceğini savunmuştur. Para arzının öngörülemez bir şekilde değişmesi durumunda, iktisadi aktörlerin geleceğe yönelik kararlarında belirsizlik artar ve bu durum yatırım, tüketim ve üretim kararlarını olumsuz etkiler (Hall ve Noble, 1987).
2. **Para Politikasındaki İstikrarın Gerekliliği:** Friedman (1983), para politikası uygulamalarının uzun dönemde daha öngörülebilir ve sabit bir para arzı artış oranıyla yürütülmesi gerektiğini öne sürmüştür. Bu sayede, iktisadi aktörlerin karar alma süreçlerinde belirsizlikler azaltılarak, piyasa mekanizmasının daha etkin çalışması sağlanabilir (Friedman, 1983).
3. **Kısa ve Uzun Dönem Etkileri:** Para arzındaki oynaklık, kısa dönemde işsizlik ve üretim üzerinde etkili olabilirken, uzun dönemde enflasyon oranlarını etkiler (Mehra, 1989). Friedman (1984)'e göre, para politikasının temel hedefi, uzun dönemde fiyat istikrarını sağlamak olmalıdır.

Şekil 1: Para Arzı Oynaklığı ile Para Talebi Arasındaki Aktarım Mekanizması



Açıklama: Para arzı oynaklığındaki artışın ekonomik belirsizlikler ve para talebi üzerindeki etkilerini gösteren bu aktarım mekanizması Friedman (1983, 1984) çalışmalarında öne sürülen argümanlar doğrultusunda oluşturulmuştur. Para arzındaki dalgalanmalar, iktisadi aktörlerin beklentilerini şekillendiren bir dizi belirsizliği tetikleyebilir. Çalışma kapsamında tasarlanan aktarım mekanizması üç aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada, para politikasında meydana gelen öngörülemez değişiklikler (örneğin Volcker Şoku) gibi iktisadi şoklar para arzındaki oynaklığın artmasına neden olur. İkinci aşamada para arzında yaşanan oynaklık enflasyon, gelir ve faiz oranları (gelişmekte olan ülkeler için döviz kuru da dahil edilebilir) gibi temel makroekonomik değişkenlerde belirsizlikleri artırabilir.

- **Enflasyon Belirsizliği:** Para arzındaki dalgalanmalar, fiyatlar genel düzeyinin gelecekteki hareketlerini tahmin etmeyi zorlaştırarak iktisadi aktörlerin harcama ve tasarruf kararlarını etkileyebilir.
- **Gelir Belirsizliği:** Para arzı oynaklığı, bireylerin ve firmaların gelir seviyelerine dair beklentilerini zayıflatabilir ve bu durum iktisadi davranışlarda daha ihtiyati bir yaklaşımı teşvik edebilir.
- **Faiz Oranı Belirsizliği:** Faiz oranlarının öngörülemezliği, yatırım ve tasarruf kararlarını daha belirsiz hale getirebilir.

Bu üç belirsizlik, birleşerek iktisadi aktörlerin genel ekonomiye yönelik belirsizlik algısında artışa yol açabilir. Üçüncü aşamada artan ekonomik belirsizlik algısı, iktisadi aktörlerin daha fazla likidite tutma eğilimini güçlendirerek para talebinin artmasını sağlayabilir. Bu durum, paranın dolaşım hızında bir düşüşe neden olabilir çünkü bireyler ve firmalar, paralarını harcamaktan ziyade elde tutmayı tercih edebilirler. Sonuç olarak bu aktarım mekanizmasına göre para arzı oynaklığındaki bir artış, reel para talebinde artışa neden olmaktadır.

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi, para arzının ekonomik istikrar üzerindeki kritik rolünü vurgulayarak, para politikası uygulamalarının tasarımıyla önemli referans noktalarından biri olmuştur. Ekonomik istikrarın sağlanması için, öngörülebilir ve istikrarlı bir para politikası izlenmesi gerekliliği, bu hipotezin çıktıları arasında önemli bir yere sahiptir (Friedman, 1984). Bu hipotez, özellikle para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızı ve para talebi üzerindeki etkilerini araştıran birçok ampirik çalışma ile test edilmiştir. Bu çalışmalara ilişkin detaylı açıklamalar çalışmanın literatür bölümünde sunulmuştur.



İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR TARAMASI

Para talebini açıklamak için iktisat okullarınca ortaya atılan teorilerin test edilmesine ve geliştirilmesine yönelik ister gelişmiş olsun ister gelişmekte olsun hemen hemen tüm ekonomiler için birçok ampirik araştırma yapılmıştır. Gerek ulusal gerekse uluslararası literatürde oldukça popüler hale gelen para talebine yönelik araştırmalarda genellikle para talebinin belirleyicilerine ve oluşturulan para talebi fonksiyonun istikrarına odaklanılmıştır.

Özellikle küreselleşme ile birlikte finansal teknolojilerdeki gelişmeler gerek yapısal ve gerekse davranışsal açıdan, belirli ölçülerde ekonomilerin birbirlerine yakınsamalarına yol açmakta, ancak buna rağmen her ekonominin kendine özgü özellikleri varlıklarını sürdürmektedir. Bu nedenle, para talebine yönelik literatürde ortak kabul gören gelir, faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kuru gibi geleneksel belirleyicilerin yanı sıra ülkelerin kendi sosyo-ekonomik dinamiklerini temsil eden değişkenlerin para talebi fonksiyonuna dahil edilmesi ve oluşturulan para talebi fonksiyonunun istikrarının sınanması, ekonomi yönetimlerinin para politikasına ilişkin kararlarına ampirik bulgularla doğru katkılarının sağlanması bağlamında oldukça önemlidir. Bu çerçevede para talebine yönelik literatür incelendiğinde, para talebinin, birçok farklı değişkenle ve ampirik yöntemle ele alındığı görülmektedir. Özellikle finansal ürün çeşitliliğinin sürekli bir şekilde artması, kredi kartı ve benzeri finansal enstrümanların kullanımındaki yaygınlaşmalar (finansal inovasyon), finansal sistemlerdeki serbestleşmeler (geçiş ekonomileri), para politikalarındaki rejim değişiklikleri, ulusal ve küresel krizler nedeniyle meydana gelen belirsizlik ortamı ve dolarizasyon (para ikamesi) gibi iktisadi birçok olgu para talebi özelinde sıkça ve aynı zamanda farklı ampirik yöntemlerle incelenmektedir. Çalışma kapsamında, belirsizlik koşulları altındaki para talebi davranışları incelendiği için literatürdeki belirsizlik koşullarının dahil edildiği çalışmalara odaklanılmıştır.

Para talebine yönelik uluslararası literatür son 40 yıllık dönem için incelendiğinde, özellikle iktisadi belirsizlik göstergelerinin para talebi üzerindeki etkilerinin incelendiği çalışmaların ön plana çıktığı görülmektedir. Ekonomilere yönelik belirsizliklerin ölçütleri; ekonomik ve finansal göstergelerin oynaklığını baz alan belirsizlik endeksleri, haber bazlı (politika belirsizliği) belirsizlik endeksleri ve tahmin uyumsuzluğunu baz alan belirsizlik endeksleri şeklinde sıralanabilir (Yıldırım ve Akan, 2018). Para talebine yönelik literatür incelendiğinde ise çalışmalarda genellikle oynaklık bazlı belirsizlik ölçütlerinin ön plana çıktığı saptanmıştır. Belirsizlik ölçütlerinin para talebi üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalar genel itibarıyla, Friedman'ın Parsal Oynaklık Hipotezi'ni

sinamak amacıyla ortaya konulmuştur. Friedman'ın Parsal Oynaklık Hipotezi'ni test eden öncü çalışmalardan biri ABD için Hall ve Noble (1987) tarafından yapılmıştır.

Hall ve Noble (1987) çalışmalarında, ABD için para arzı büyümesindeki oynaklığın (M1'in 8 çeyreklik standart sapması) paranın dolaşım hızı (nominal GSYİH'nin M1 para arzına oranı) üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada, 1963:Q1-1984:Q2 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri seti kullanılarak Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedensellik testi neticesinde elde edilen bulgulara göre, M1 oynaklığından, paranın dolaşım hızına doğru nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Çalışmada özellikle 1982'de ABD'deki paranın dolaşım hızında meydana gelen keskin düşüşün, para arzı büyümesindeki oynaklıktan kaynaklanabileceği sonucuna varılmış ve bu bulguların, Parasal Oynaklık Hipotezi'ni desteklediği ileri sürülmüştür.

Brocato ve Smith (1989) ise çalışmalarında, Hall ve Noble'nin (1987) çalışmasını ABD için yeniden ele alarak Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni farklı bir bakış açısıyla test etmişlerdir. Brocato ve Smith (1989) çalışmalarında, Hall ve Noble'nin (1987) analizlerinde 1979 sonrası dönemde yaşanan yapısal değişikliklerin göz ardı edildiğini ve bu nedenle elde ettikleri bulguların geçerliliğini yitirdiğini ileri sürmüşlerdir. Bu doğrultuda çalışmada, Şubat 1963-Eylül 1985 dönemine ait aylık frekansa sahip veri seti kullanılmış ve Granger nedensellik analizi hem ana dönem hem de iki alt dönem (Şubat 1963-Ekim 1979 ve Kasım 1979-Eylül 1985) için gerçekleştirmiştir. Analizlerde, paranın dolaşım hızı nominal kişisel gelirin M1 para arzına oranı olarak tanımlanmış; para arzı oynaklığı ise M1 para arzının sekiz çeyreklik hareketli standart sapması şeklinde hesaplanmıştır. Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre, 1979 öncesi dönemde para arzı oynaklığından paranın dolaşım hızına doğru nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ancak, 1979-1985 dönemi için yapılan analizler, para arzı oynaklığı ile paranın dolaşım hızı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmadığını göstermiştir. Ayrıca, Granger nedensellik testi bulgularıyla uyumlu olarak, Chow testi sonuçlarıyla da 1979 öncesi dönemde para arzı oynaklığı ile paranın dolaşım hızı arasındaki ilişkinin Parasal Oynaklık Hipotezi'ni desteklediği ortaya konulmuştur. Ancak, 1979 sonrası dönemde meydana gelen yapısal değişiklikler nedeniyle bu ilişkinin zayıfladığı belirlenmiştir. Bu bulgular doğrultusunda, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin yalnızca istikrarlı para politikası dönemlerinde geçerli olduğu ileri sürülmüştür. Brocato ve Smith'in (1989) çalışmalarına benzer bir çalışma Mehra (1989) tarafından yapılmış ve benzer sonuçlar elde edilmiştir.

Mehra (1989) çalışmasında, Hall ve Noble (1987) çalışmasını yeniden değerlendirerek Friedman'ın para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızını etkilediği hipotezine eleştirel bir yaklaşım getirmiştir. Mehra (1989) çalışmasında, 1963:Q1-1987:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veriler kullanarak Granger nedensellik analizleri gerçekleştirmiş ve Hall ve Noble'nin (1987) sonuçlarının hem örneklem dönemine hem de model spesifikasyonlarına

duyarlılığını test etmiştir. Gerçekleştirilen analizler neticesinde Mehra (1989) çalışmasında, para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızını etkilediği yönündeki sonucun, örneklem döneminin 1985-1987 yıllarını içerecek şekilde uzatılması halinde geçerliliğini yitirdiğini tespit etmiştir. Ayrıca çalışmada, para arzı oynaklığı ile paranın dolaşım hızı arasındaki nedensellik ilişkisinin, değişkenlerin birinci farklarının kullanıldığı durumlarda dahi gerçekleşmediği saptanmıştır. Bu bulgular doğrultusunda çalışmada, özellikle 1980'lerde yaşanan finansal deregülasyonların, paranın dolaşım hızındaki düşüş üzerinde daha belirleyici olduğu öne sürülmüştür.

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne yönelik ampirik literatür incelendiğinde bazı çalışmalarda farklı parasal büyüklüklerin ve bu büyüklükler kullanılarak oluşturulan endekslerin (Divisia ve MQ endeksleri)¹⁰ de ele alındığı görülmektedir. Bu kapsamda bu yöndeki ilk çalışmalardan biri Fisher ve Serletis (1989) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada, ABD'de 1970-1985 dönemi için paranın dolaşım hızının belirleyicileri incelenmiş ve Friedman'ın iki temel hipotezi¹¹ test edilmiştir. Çalışmada, para arzının dokuz farklı¹² tanımı kullanılmış ve paranın dolaşım hızı, nominal GSYİH'nin bu tanımlara oranlanmasıyla hesaplanmıştır. Çalışmadaki Granger nedensellik testlerine ait bulgular incelendiğinde, dar para tanımları (M1 ve Divisia M1) için para arzı büyümesinin paranın dolaşım hızı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu, ancak geniş para azı tanımları (M3 ve Divisia M3) için bu ilişkinin belirgin olmadığı görülmüştür. Ayrıca çalışmada, dar para arzı tanımları ile MQ endeksi oynaklıklarından paranın dolaşım hızına doğru istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi olduğu ve bu nedenselliğin özellikle 1979-1982 dönemindeki politika değişiklikleri sırasında daha belirgin olduğu tespit edilmiştir. Ancak, bu dönem dışarıda bırakıldığında ise, oynaklığın paranın dolaşım hızı üzerindeki etkisinin önemli ölçüde azaldığı ve bazı testlerde tamamen ortadan kalktığı belirlenmiştir. Fisher ve Serletis (1989) çalışmalarında elde ettikleri bulgulardan hareketle, Friedman'ın her iki hipotezinin de geçerli olduğunu ve özellikle dar para tanımlarının paranın dolaşım hızı üzerindeki etkilerinin, işlem amaçlı para tutma davranışları bağlamında daha belirgin olduğunu ileri sürmüşlerdir. Fisher ve Serletis (1989) çalışmalarıyla, farklı para tanımlarına göre paranın dolaşım hızının dinamiklerini ve bu dinamiklerin para arzı büyüme oranı ile oynaklıkları tarafından nasıl şekillendiğini ayrıntılı bir şekilde ortaya koyması bakımından literatüre önemli bir katkı sağlamışlardır.

Benzer şekilde Serletis (1990) çalışmasında, Fisher ve Serletis (1989) çalışmasında kullanılan basit toplam (M1, M2, M3, L), Divisia büyüklükleri (Divisia M1, M2, M3, L) ve Spindt (1985)

¹⁰ Divisia endeksleri, Fisher ideal endeksine dayanılarak para bileşenlerinin likiditesi ve nominal faiz oranlarına göre ağırlıklandırılmıştır. MQ endeksi ise Spindt (1985) tarafından geliştirilen işlem ağırlıklı bir dolaşım hızı ölçüsüdür ve her bir para bileşeninin işlem hacmi üzerindeki katkılarını yansıtmaktadır.

¹¹ Birinci hipotezde, para arzı büyüme oranındaki değişikliklerin paranın dolaşım hızını etkilediğini savunulmaktadır. İkinci hipotezde ise, para arzı büyümesindeki oynaklığın finansal piyasalardaki belirsizliği artırarak para talebini yükselttiği ve bunun sonucunda paranın dolaşım hızının düştüğü ileri sürülmektedir.

¹² Fisher ve Serletis (1989), dar ve geniş para arzı tanımları kullanarak, M1, M2, M3, L ve bunların likidite ağırlıklı versiyonları olan Divisia M1, Divisia M2, Divisia M3, Divisia L büyüklüklerinin yanı sıra MQ endeksini analiz etmişlerdir.

tarafından önerilen MQ endeksini temel almıştır. Serletis (1990) çalışmasında, Fisher ve Serletis (1989) çalışmasından farklı olarak, beklenen ve beklenmeyen¹³ para arzı büyümesi ile bu büyümelerin oynaklıklarını da kullanmıştır. Çalışmada, ABD ekonomisi için 1973:Q2-1988:Q1 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri seti kullanılmış ve paranın dolaşım hızı, nominal GSYİH'nin söz konusu parasal büyüklüklere oranlanmasıyla hesaplanmıştır. Granger nedensellik testleri ile yapılan analizlerde, beklenmeyen para arzı büyümesi ve beklenmeyen para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızı üzerinde anlamlı etkileri olduğu, beklenen para arzı büyümesi ve oynaklığının ise daha sınırlı bir etkisinin bulunduğu saptanmıştır. Çalışmada, özellikle Divisia ve MQ büyüklüklerinin geleneksel basit toplam büyüklüklere kıyasla daha hassas ve anlamlı sonuçlar ürettiği ortaya konulmuş ve Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni destekleyici önemli bulgular sunulmuştur.

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne yönelik ilk çalışmalar genellikle ABD üzerine yapılmış, fakat ilerleyen dönemlerde özellikle gelişmiş ve gelişmekte olan diğer ülkeler üzerine de bazı çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Örnek olarak Chowdhury (1988) çalışmasında, Parasal Oynaklık Hipotezi'ni Kanada, Almanya, İtalya ve Japonya için test etmiştir. Çalışmada, 1964:Q1-1983:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veriler kullanılarak Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Paranın dolaşım hızı, nominal GSYİH'nin M1'e oranı olarak hesaplanmış, para arzı oynaklığı ise dört çeyreklik hareketli standart sapma yöntemiyle ölçülmüştür. Granger nedensellik testlerine ait bulgular, tüm ülkelerde para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızını etkilediğini ve Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Shams (1989) çalışmasında, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni geliştirmekte olan yedi ülke (Endonezya, Nijerya, Katar, Kuveyt, Suudi Arabistan, Birleşik Arap Emirlikleri ve Venezuela) için test ederek, daha önce ağırlıklı olarak gelişmiş ekonomiler üzerine yapılan çalışmalardan farklı bir perspektif sunmuştur. Çalışmada, 1974:Q1-1985:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip verilerle, geliştirmekte olan ülkelerde para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızı üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Ayrıca literatürde genellikle paranın dolaşım hızının nominal GSYİH baz alınarak ölçülmesi yaygınken, Shams (1989) çalışmasında, bu tanımlara tüketici harcamaları ve yurtiçi harcamalar gibi alternatif ölçütleri ekleyerek daha geniş bir yaklaşım sunmuştur. Özellikle, M1 bazlı ölçümler (nominal GSYİH/M1, tüketici harcamaları/M1, yurtiçi harcamalar/M1) ile M2 bazlı ölçümler (nominal GSYİH/M2, tüketici harcamaları/M2, yurtiçi harcamalar/M2) arasındaki karşılaştırma, farklı para arzı tanımlarının paranın dolaşım hızı üzerindeki etkilerinin daha kapsamlı bir şekilde değerlendirilmesine katkıda bulunmuştur. Çalışmada kullanılan para arzı oynaklığı serisi ise, hem M1 hem de M2 para arzı büyümelerinin sekiz çeyreklik hareketli standart

¹³ Serletis (1990), beklenen para arzı büyümesini hesaplamak için geçmiş verilere dayalı bir regresyon modeli kullanmıştır. Beklenen değer, $X_t^{beklenen} = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i}$ biçimindeki En Küçük Kareler (OLS) yöntemi ile tahmin edilmiştir. Modelin tahmin edemediği kısım ($X_t^{beklenmeyen} = X_t - X_t^{beklenen}$) ise, beklenmeyen para arzı büyümesi olarak hesaplanmıştır.

sapmasıyla oluşturulmuştur. Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan analizlerde, Nijerya'da tüm gecikme uzunluklarında¹⁴ para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızını etkilediği bulunmuştur. Endonezya, Suudi Arabistan ve Birleşik Arap Emirlikleri'nde tüketici harcamaları baz alınarak hesaplanan paranın dolaşım hızına yönelik analiz sonuçları Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni desteklerken, Katar ve Venezuela'da ise nominal GSYİH ve yurtiçi harcamalar baz alınarak hesaplanan paranın dolaşım hızlarına yönelik analiz sonuçları bu hipotezi nedensellik ilişkileri bakımından doğrulamıştır. Ancak Kuveyt için genel olarak Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi desteklenmemiş, yalnızca M2 ve nominal GSYİH bazlı analizlerde ilişki bulunmuştur. Çalışmada, para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızını etkileyebileceği, ancak bu ilişkinin ülke ve kullanılan ölçütlere göre değişebileceği ileri sürülmüştür.

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne yönelik bir diğer çalışma Bordes (1990) tarafından 1974:Q2-1988:Q3 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip verilerle Fransa için gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, paranın dolaşım hızı ve para arzı oynaklığını hesaplamak için Fransa'nın nominal gayri safi yurtiçi hasılası (GSYİH) ve üç farklı para arzı büyüklüğü (M1, M2 ve M3) kullanılmıştır. Paranın dolaşım hızı, nominal gayri safi yurtiçi hasılasının ilgili para arzı büyüklüklerine oranıyla, para arzı oynaklığı ise para arzı büyüme oranının 4 çeyreklik hareketli standart sapması yöntemiyle hesaplanmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi M1 ve M2 için desteklenirken, M3 için desteklenmemiştir.

Thornton (1991) çalışmasında, Birleşik Krallık için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni test etmek amacıyla 1966:Q1-1988:Q2 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veriler kullanmış ve beş farklı para arzı tanımı (M1, EM3, M3, M4, M5) üzerinden Granger nedensellik analizleri gerçekleştirmiştir. Para arzı oynaklığı, her bir para tanımı için para arzı büyümesinin sekiz çeyreklik hareketli standart sapması ile ölçülmüş, paranın dolaşım hızı ise nominal GSYİH'nin ilgili para arzı tanımına oranı olarak hesaplanmıştır. Sonuçlar, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin genel olarak Birleşik Krallık için geçerli olmadığını göstermiştir. Para arzı oynaklığının, paranın dolaşım hızını yalnızca M4 para tanımı ve belirli gecikme uzunluklarında etkilediği tespit edilmiş; diğer para arzı tanımları için ise bu ilişki doğrulanamamıştır. Bu bulgular doğrultusunda Thornton (1991) çalışmasında, 1980'lerde paranın dolaşım hızındaki düşüşün temel nedeninin, para arzı oynaklığından ziyade, finansal yenilikler ve faiz getirili vadesiz mevduatların artışı gibi yapısal değişimlerin para talebi üzerindeki etkilerinden kaynaklanabileceğini öne sürmüştür. Benzer şekilde Arize (1993) çalışmasında, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni Birleşik Krallık ekonomisi için 1973:Q1-1989:Q2 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri seti kullanarak test etmiştir. Çalışmada para arzı oynaklığı için M1 ve M2 parasal büyüklüklerinin

¹⁴ Gecikme uzunluğu seçiminde Final Prediction Error (FPE) kriteri kullanılmıştır. Shams (1989) çalışmasında Granger nedensellik testi için kullanılan gecikme yapıları p ve q değerleri olarak farklı kombinasyonlarda incelenmiştir. Bu yapılar sırasıyla (8,8), (4,4), (0,4), (8,4) ve (0,8) şeklindedir. Burada p, paranın dolaşım hızının gecikme uzunluğunu, q ise para arzı oynaklığının gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

standart sapması hesaplanmış paranın dolaşım hızı ise nominal GSYİH'nin bu parasal büyüklüklere oranlanması ile oluşturulmuştur. Granger nedensellik analizinin kullanıldığı çalışmada Thornton (1991) çalışmasındaki bulguları destekleyici sonuçlar elde edilmiştir.

McCornac (1994) çalışmasında, 1975:Q1-1987:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip verilerle Japonya için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni test etmiştir. Çalışmada, Japonya Merkez Bankası'nın para politikası hedefi olan M2+CD (M2 para arzı ve vadeli mevduat sertifikaları toplamı) parasal büyüklüğü kullanılmış, paranın dolaşım hızı ise nominal GSYİH'nin bu para arzına oranı olarak hesaplanmıştır. Para arzı oynaklığı, para arzı büyümesinin sekiz çeyreklik hareketli standart sapması ile ölçülmüştür. Granger nedensellik testiyle yapılan analizlerde, para arzı oynaklığından paranın dolaşım hızına doğru nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır.

Thornton (1995) çalışmasında, Avustralya, Avusturya, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İsviçre ve Birleşik Krallık için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni test etmiştir. Çalışmada, 1961:Q1 – 1990:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veriler kullanılarak paranın dolaşım hızı ile M1 tanımlı para arzı oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Para arzı oynaklığı geleneksel standart sapma ölçütü kullanılarak hesaplanmıştır. Thornton (1995) çalışmasında, Granger nedensellik analizini 1961: Q1-1975: Q4 ve 1976: Q1-1990: Q4 alt dönemleri için de uygulamıştır. Nedensellik testi sonuçlarına göre M1 para arzı oynaklığının sadece Kanada, Almanya ve Birleşik Krallık'taki M1 tanımlı paranın dolaşım hızını etkilediği, ancak bu etkinin yeterince güçlü olmadığı bulunmuştur. Diğer ülkeler için ise herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Thornton (1995) çalışmasında elde ettiği bulgulardan hareketle Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin sınırlı seviyede uygulanabilirliği olduğunu ifade etmiştir.

Lynch ve Ewing (1995) çalışmalarında, 1958:Q4-1991:Q4 dönemi için G-7 ülkelerinde (ABD, Kanada, Almanya, Fransa, İtalya, Japonya ve Birleşik Krallık) beklenen ve beklenmeyen para arzı büyümesi ile bu büyümelerin oynaklıklarının¹⁵ paranın dolaşım hızı üzerindeki etkilerini Granger nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Çalışmada kullanılan parasal büyüklük, M1 para arzı olarak belirlenmiş, paranın dolaşım hızı ise nominal GSYİH'nin M1 para arzına oranı olarak hesaplanmıştır. Sonuçlara göre, beklenmeyen para arzı büyümesinin ABD, Kanada, Almanya, Japonya ve Birleşik Krallık'ta, beklenen para arzı büyümesinin ise Fransa, Japonya ve Kanada'da paranın dolaşım hızının istatistiksel bakımdan anlamlı şekilde nedeni olduğu saptanmıştır. Ayrıca çalışmadaki bulgulara göre beklenmeyen para arzı oynaklığı Fransa ve Birleşik Krallık'ta paranın dolaşım hızını etkilerken, beklenen para arzı oynaklığının ABD ve Fransa'da anlamlı bir etkiye

¹⁵ Beklenen ve beklenmeyen para arzı büyümesine ait serilerin sekiz çeyreklik hareketli standart sapma yöntemiyle oynaklıkları oluşturulmuştur.

sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada, beklenmeyen para arzı büyümesinin etkisinin genellikle daha güçlü olduğu saptanmıştır. Benzer şekilde Thornton ve Molyneux (1995) çalışmalarında, Lynch ve Ewing(1995)'in yöntemini Birleşik Krallık için uygulamış ve 1966:Q1-1988:Q3 dönemine ait verilerle beklenen ve beklenmeyen para arzı büyümesi ile bu büyümelerin oynaklıklarının paranın dolaşım hızı üzerindeki etkilerini test etmişlerdir. Çalışmada M1, M3, M4 ve M5 para arzı büyüklükleri kullanılmış ve sekiz çeyreklik hareketli standart sapmalar aracılığıyla oynaklık serileri elde edilmiştir. Ancak sonuçlar, Lynch ve Ewing'in (1995) bulgularından farklı olarak Birleşik Krallık'ta hem beklenen hem de beklenmeyen para arzı büyümesi ve oynaklıklarının paranın dolaşım hızını anlamlı şekilde etkilemediğini göstermiştir. Çalışmada özellikle 1980'lerde yaşanan paranın dolaşım hızındaki düşüşün, finansal yeniliklerin etkisiyle olduğu ve Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin Birleşik Krallık için geçerli olmadığı ileri sürülmüştür. Benzer şekilde Mohamed (1996) çalışmasında, Malezya için beklenen ve beklenmeyen para arzı büyümesi ile bu büyümelerin oynaklıklarını kullanarak Friedman'ın Parsal Oynaklık Hipotezi'ni incelemiştir. Analizler, 1973 -1994 dönemini kapsayan yıllık veriler ile gerçekleştirilmiştir. Çalışmada parasal büyüklük olarak M1 ve M3 kullanılmış, paranın dolaşım hızı nominal GSYİH'nin ilgili para arzına oranı şeklinde hesaplanmıştır. Çalışmada kullanılan oynaklık serileri, iki yıllık hareketli standart sapmalar üzerinden oluşturulmuştur. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, beklenen ve beklenmeyen para arzı büyümelerinin yanı sıra bu büyümelerin oynaklıklarından hem M1 hem de M3'ün dolaşım hızı üzerine istatistiksel olarak anlamlı nedensellik ilişkileri olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmada, önceki çalışmalarla uyumlu şekilde beklenmeyen para arzı büyümesi ve oynaklıklarının etkisinin, beklenen para arzı büyüme ve oynaklıklarına kıyasla daha güçlü olduğu görülmüştür.

Beklenen ve beklenmeyen parasal değişkenlerin kullanıldığı bir diğer çalışma bu kez Johansen eşbütünleşme analizi kullanılarak Balamoune-Lutz ve Haughton (2004) tarafından Mısır için gerçekleştirilmiştir. 1960-1999 dönemine ait yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada kısa dönem dinamikleri hata düzeltme modeli ile incelenmiştir. Çalışmada, M2 para arzı büyümesindeki beklenen oynaklığın kısa dönemde paranın dolaşım hızını artırdığı, ancak uzun dönemde paranın dolaşım hızını düşürdüğü saptanmıştır. Buna karşılık, M2 para arzı büyümesindeki beklenmeyen oynaklık hem kısa hem de uzun dönemde paranın dolaşım hızını düşürmüştür. M1 para arzı büyümesindeki beklenen ve beklenmeyen oynaklıklar ise paranın dolaşım hızı üzerinde anlamlı bir etki göstermemiştir. Çalışmada elde edilen bulgular doğrultusunda Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin M2 parasal büyüklüğü için desteklendiği ifade edilmiştir.

Bir diğer çalışma Brüggemann ve Nautz (1997) tarafından Almanya için yapılmıştır. Bu çalışmada parasal belirsizliğin hem para talebine ve hem de paranın dolaşım hızına etkisi incelenmiştir. 1976:Q1 – 1995:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip verilerin kullanıldığı çalışmada $m_t - p_t = f(y_t, \pi_t, r_t, S_t)$ modeli ve parasal büyüklük olarak reel M3 para arzı

kullanılmıştır. Para talebi modeli reel GSYH (y_t), enflasyon oranı (π_t), faiz oranı farkı (r_t) ve para arzı oynaklığı (S_t) değişkenlerini içermektedir. Çalışmada reel M3 para arzının oynaklığı hem standart sapma ve hem de GARCH yöntemi kullanılarak iki farklı şekilde ölçülmüştür. Brüggemann ve Nautz (1997) çalışmalarında, hem standart sapma yöntemiyle hesaplanan ve hem de GARCH yöntemiyle hesaplanan para arzı oynaklığındaki artışın, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin aksine, Almanya'daki para talebini düşürdüğünü tespit etmişlerdir.

Owoye (1997) çalışmasında, 1961-1990 dönemi için 30 az gelişmiş ülkede para arzı büyümesindeki oynaklığın paranın dolaşım hızı üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmada Parasal Oynaklık Hipotezi test edilmiş ve paranın dolaşım hızının belirleyicileri olarak para arzı oynaklığı, enflasyon ve reel gelir ele alınmıştır. Uzun dönemli ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi, nedensellik ilişkileri ise Granger nedensellik testi ile analiz edilmiş; değişkenler arasındaki şokların etkisi varyans ayrıştırması yöntemi ile ölçülmüştür. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, incelenen 30 ülkeden 20'sinde para arzı büyümesindeki oynaklığın, paranın dolaşım hızında önemli bir değişkenlik kaynağı olduğu saptanmıştır. Ayrıca, 9 ülkede para arzı büyümesi ile paranın dolaşım hızı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Varyans ayrıştırması bulguları da Granger nedensellik testi sonuçlarını büyük ölçüde desteklemektedir. Bu bulgulara göre, para arzı oynaklığı, paranın dolaşım hızı üzerindeki en güçlü belirleyici değişken olarak tespit edilmiştir. Çalışmada özellikle Venezuela (%98), Nikaragua (%92), Sudan (%91) ve Sierra Leone (%74) gibi ülkelerde para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızı üzerindeki en büyük etkiye sahip olduğu belirlenmiş ve bu ülkelerde paranın dolaşım hızındaki değişkenliklerin büyük ölçüde para arzı oynaklığıyla açıklandığı ortaya konulmuştur. Bunun yanı sıra, çalışmada para arzı oynaklığından enflasyona doğru nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuş ve hızlı para arzı büyümesinin fiyat istikrarını bozduğu ileri sürülmüştür. Bu doğrultuda, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni destekler şekilde, para arzı büyümesindeki oynaklığın belirsizlik yaratarak paranın dolaşım hızını ve dolayısıyla ekonomik öngörülebilirliği etkilediği sonucuna varılmıştır. Ayrıca çalışmada, az gelişmiş ülkelerde para politikalarının etkinliğinin, para arzı oynaklığına bağlı olarak sınırlı kalabileceği vurgulanmıştır.

Sertelis ve Shahmoradi (2006) çalışmalarında, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni sınamak için VARMA-GARCH-M ve asimetrik BEKK-GARCH modellerini kullanmışlardır. Çalışmada, 1959:Q1-2004:Q3 dönemine ait ABD'nin üçer aylık frekansa sahip verileri kullanılmış ve analiz, hem basit toplam (M1 ve M2) hem de Divisia (M1 ve M2) para tanımları üzerinden gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, reel GSYİH büyüme oranı ve faiz oranı değişimi gibi kontrol değişkenleri de modele dahil edilmiştir. Bulgular, beklenen ve beklenmeyen para arzı oynaklıklarının paranın dolaşım hızı üzerinde anlamlı bir etkisi olduğunu ve Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin güçlü bir şekilde desteklendiğini göstermektedir. Ayrıca BEKK-GARCH

yöntemi bulgularına göre, negatif şokların pozitif şoklara kıyasla paranın dolaşım hızı üzerinde daha büyük bir etki yarattığı ve bu ilişkinin asimetrik bir yapıya sahip olduğu ortaya konmuştur.

Baunto vd. (2011) çalışmalarında, Filipinler için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni incelemişlerdir. Çalışmada 1982:Q1 – 2006:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri seti kullanılmıştır. Çalışmada bağımlı değişken olarak M1 para arzının dolaşım hızı ele alınmış; bağımsız değişkenler ise GARCH modeliyle hesaplanan M1 para arzı oynaklığı, para arzı büyüme oranı, ticari bankaların ağırlıklı ortalama kredi faiz oranı ve reel GSYİH büyüme oranı olarak belirlenmiştir. Çalışmadaki OLS analizine ait bulgulara göre, GARCH yöntemi ile hesaplanan para arzı oynaklığının paranın dolaşım hızı üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu ortaya konulmuştur. Ayrıca çalışmadaki Granger nedensellik testi sonuçlarına göre de, para arzı oynaklığından paranın dolaşım hızına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Bahmani-Oskooe ve Bahmani (2014) çalışmalarında parasal belirsizliğin para talebi üzerindeki etkisini Kore için 1971- 2010 dönemine ait yıllık verileri kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada para talebini temsilen reel M2 para arzı kullanılmıştır. Para talebinin belirleyicileri olarak reel GSYİH, hazine bonusu faiz oranı, nominal efektif döviz kuru ve parasal belirsizliği temsilen standart sapma oynaklık ölçütü kullanılarak oluşturulan nominal M2 para arzı oynaklığı verileri kullanılmıştır. Para talebi fonksiyonuna parasal belirsizliği temsil eden nominal M2 para arzı oynaklığının dahil edilmesiyle Kore'nin para talebi fonksiyonunun CUSUM ve CUSUMSQ testleri doğrultusunda daha istikrarlı bir yapı sergilediği bulunmuştur. Çalışmada, veriler yıllık olduğu için her bir değişkene maksimum dört gecikme uygulanmış ve gelir hariç tüm değişkenlerin para talebi üzerinde en az bir tane istatistiksel olarak anlamlı kısa dönemli katsayı taşıdıkları bulunmuştur. Kısa dönemli sonuçlara göre parasal belirsizliğin Kore'nin para talebini negatif yönde etkilediği, ancak uzun dönemde etkinin pozitifte döndüğü diğer bir ifadeyle parasal belirsizliğin uzun dönemde Kore halkının para talebini artırdığı tespit edilmiştir. Bahmani- Oskooe ve Bahmani (2014) çalışmalarında elde ettikleri parasal belirsizliğin uzun dönemde para talebini artıracak şeklindeki bulgularıyla Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin, Kore halkının para talebine yönelik davranışları açısından geçerli olduğunu ileri sürmüşlerdir. Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni sınamak için yapılan bir diğer güncel çalışma Iyke ve Ho (2017) tarafından Gana için gerçekleştirilmiştir. 1990:Q1 – 2016:Q3 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip verilerin kullanıldığı çalışmada para talebini temsilen reel M2 para arzı verileri kullanılmıştır. Para talebinin belirleyicileri olarak reel GSYİH, 91 günlük hazine bonusu faiz oranları, enflasyonu temsilen TÜFE ve nominal efektif döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada parasal belirsizliğin Gana'nın para talebi üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerini ölçmek amacıyla GARCH yöntemi kullanılarak nominal M2 para arzı oynaklığı hesaplanmış ve para talebi fonksiyonuna belirsizlik ölçüsü olarak dahil edilmiştir. ARDL yönteminin kullanıldığı çalışmada parasal belirsizliğin Gana'nın para talebini önemli seviyede negatif yönde etkilediği, ancak bu kısa dönemli etkinin uzun

dönemde herhangi bir şekilde gerçekleşmediği ve kaybolduğu tespit edilmiştir. Benzer bir çalışma El-Rasheed vd. (2017) tarafından 1980-2014 dönemine ait yıllık frekansa sahip veriler kullanılarak Nijerya için yapılmıştır. ARDL yönteminin kullanıldığı çalışmada, para talebini temsilen M2 para arzı kullanılmıştır. Çalışmada para talebinin belirleyicileri olarak GSYİH, yurtiçi faiz oranları, TÜFE, nominal efektif döviz kuru ve parasal belirsizliği temsilen GARCH yöntemi kullanılarak hesaplanan nominal M2 para arzı oynaklığı değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada, parasal belirsizliğin kısa dönemde Nijerya'nın para talebini pozitif yönde etkilediği ve aynı etkinin uzun dönemde de artarak devam ettiği saptanmıştır. Uzun ve kısa dönemli katsayıların en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak güçlü bir anlamlılığa sahip olduğu saptanmıştır. Çalışmada aynı zamanda parasal belirsizliğin para talebi fonksiyonuna dahil edilmesiyle Nijerya'nın para talebi fonksiyonunun CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre daha istikrarlı bir yapıya kavuştuğu tespit edilmiştir. El-Rasheed vd. (2017) çalışmalarında elde ettikleri kısa ve uzun dönemli bulgulardan hareketle daha önce Bahmani- Oskooe ve Bahmani (2014) çalışmasında Kore için geçerli olduğu ileri sürülen Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin Nijerya için de benzer şekilde geçerli olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Belirsizliğin para talebi üzerindeki etkisinin sadece parasal büyüklüklere ait oynaklıklar kullanılarak incelenmesi, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne ait aktarım mekanizmasındaki belirsizlik algısını artırıcı diğer ekonomik gelişmelerin göz ardı edilmesine ve bilgi kaybının meydana gelmesine yol açmaktadır. Bu doğrultuda gerçekleştirilecek analizlerde bilgi kaybının en aza indirilmesi için parasal belirsizliğin yanı sıra ekonominin fiyat, faiz ve gelir (veya üretim) oynaklığı gibi ve hatta iktisadi aktörlerin belirsizlik algısını en yüksek düzeyde temsil edebilecek değişkenlerin ve/veya endekslerin kullanılması oldukça önemlidir. Bu yöndeki ilk çalışmalardan biri ABD için Darrat ve Suliman (1994) tarafından faiz oranı oynaklığını Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne yönelik analizlerine dahil etmeleriyle gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, 1963:Q1-1990:Q4 dönemine ait çeyreklik frekansa sahip verilerle altı değişkenli bir VAR modeli oluşturulmuştur. Çalışmada, M1 para arzının GSYİH'ye oranı olarak tanımlanan paranın dolaşım hızı, M1 büyüme oranının sekiz çeyreklik hareketli standart sapması ile ölçülen para arzı oynaklığı, AAA tahvil faiz oranının sekiz çeyreklik hareketli standart sapmasıyla hesaplanan faiz oranı oynaklığı, 4-6 aylık ticari kâğıt faiz oranı, ABD'nin reel gayri safi yurt içi hasılası ve GSYİH deflatörüyle hesaplanan enflasyon oranı kullanılmıştır. Çalışmada, para arzı ve faiz oranı oynaklıkları ile paranın dolaşım hızı arasında bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir.

Darrat ve Suliman (1994) çalışmasını takiben Payne (1995) çalışmasında, daha geniş bir çerçevede çeşitli finansal varlıkların getirilerindeki oynaklıkların paranın dolaşım hızı üzerindeki etkilerini analiz etmiş ve Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne yönelik takip eden çalışmalara farklı bir bakış açısı sunmuştur. Payne (1995) çalışmasında, ABD için M1 para arzının nominal GSYİH'ye oranı olarak hesaplanan paranın dolaşım hızını, kısa vadeli faiz oranı oynaklığını, uzun vadeli faiz oranı oynaklığını, hisse senedi getirisi oynaklığını ve GSYİH deflatörü kullanılarak

AR(2) modeliyle hesaplanan beklenen enflasyon oranı oynaklığını kullanmıştır. Granger nedensellik testleri beş farklı dönem (1960: Q1-1990: Q4, 1960: Q1-1979: Q3, 1979: Q4-1990: Q4, 1960: Q1-1981: Q4 ve 1982: Q1-1990: Q4) üzerinden gerçekleştirilmiştir. Sonuçlara göre, 1960: Q1-1981: Q4 döneminde kısa vadeli faiz oranı oynaklığı ile hisse senedi getirilerinin oynaklığının paranın dolaşım hızı üzerinde belirgin bir etkiye sahip olduğu, 1979 sonrası dönemde ise nedensellik ilişkisi bakımından uzun vadeli faiz oranı oynaklığının öne çıktığı tespit edilmiştir. 1982: Q1-1990: Q4 dönemine ait sonuçlar incelendiğinde ise hiçbir oynaklık değişkeninin paranın dolaşım hızı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Ayrıca, beklenen enflasyon oranı oynaklığının da hiçbir dönemde paranın dolaşım hızı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı saptanmıştır.

Benzer şekilde Ewing (1996) çalışmasında, İtalya için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni faiz oranı oynaklığı üzerinden incelemiştir. Çalışmada, 1973:Q1-1991:Q4 dönemi için üçer aylık frekansa sahip veriler kullanmış ve paranın dolaşım hızı nominal GSYİH'nin M1'e oranı olarak hesaplamıştır. Faiz oranı oynaklığı, sekiz çeyreklik hareketli standart sapma yöntemiyle ölçülmüş ve orta vadeli (9 yıllık) devlet tahvili getirileri temel alınmıştır. Çalışmada, faiz oranı oynaklığı ile paranın dolaşım hızı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek için Johansen eşbütünleşme analizi, kısa dönem dinamiklerini incelemek için hata düzeltme modeli ve nedensellik ilişkisini değerlendirmek için ise Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Sonuçlara göre, faiz oranı oynaklığı ile paranın dolaşım hızı arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmuş ve hata düzeltme modeli sonuçları faiz oranı oynaklığındaki artışların paranın dolaşım hızını azalttığını göstermiştir. Granger nedensellik analizi sonuçları incelendiğinde, faiz oranı oynaklığından paranın dolaşım hızına doğru nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgulardan hareketle artan faiz oranı oynaklığının hanehalklarını daha fazla para tutmaya yönelttiği ileri sürülmüştür.

Şu ana kadarki değişken bazlı belirsizlik ölçümlerine alternatif olarak, Atta-Mensah (2004) çalışmasında belirsizliği endeks bazlı bir yaklaşımla ele almış ve para talebi modelini bu bileşik endeks aracılığıyla genişletmiştir. Çalışmada, Kanada ekonomisi için oluşturulan Ekonomik Belirsizlik Endeksi (EUI), GARCH(1,1) modeli ile tahmin edilen reel GSYİH, tüketici fiyat endeksi, kısa ve uzun vadeli faiz oranları, döviz kuru ve hisse senedi piyasasına ilişkin oynaklık serilerinin standartlaştırılarak eşit ağırlıklarla birleştirilmesiyle oluşturulmuştur. Böylece çalışmada ekonomik belirsizlik, yalnızca tek bir değişken yerine çok boyutlu risk algısını yansıtan yapısal bir gösterge ile ölçülmüştür. 1968: Q1–2003:Q4 dönemine ait veri setinin kullanıldığı çalışmada, uzun dönem ilişkiler Johansen eşbütünleşme testiyle, kısa dönem dinamikler ise VECM aracılığıyla incelenmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular neticesinde, ekonomik belirsizliğin para talebi üzerindeki etkilerinin para arzı tanımlarına göre farklılaştığı ileri sürülmüştür. Buna göre, ekonomik belirsizlikteki artışın kısa dönemde dar kapsamlı parasal büyüklükler olan M1 ve M1++ talebini artırdığı saptanmış; bu durum, belirsizlik dönemlerinde ekonomik birimlerin ihtiyat

saikiyle likidite tercihini artırma eğiliminde olmalarıyla açıklanmıştır. Öte yandan çalışmada, geniş kapsamlı bir parasal büyüklük olan M2++ üzerinde belirsizliğin etkisinin negatif olduğu belirlenerek, belirsizlik koşullarında bireylerin nominal ve görel olarak daha riskli finansal varlıklardan uzaklaşıp reel veya daha güvenli yatırım araçlarına yönelmesi nedeniyle geniş tanımlı para talebinde azalma olduğu sonucuna varılmıştır.

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne göre para arzı oynaklığındaki artışın para talebi davranışlarına etki etmesindeki en önemli kanallardan biri gelir veya çıktıda meydana gelen belirsizlik artışlarıdır. Bu yöndeki ilk çalışmalardan biri Choi ve Oh (2003) tarafından gerçekleştirilmiştir. Choi ve Oh (2003) çalışmalarında, çıktı belirsizliğinin, parasal belirsizliğin ve finansal yeniliklerin ABD'nin para talebi üzerindeki etkilerini 1959: Q1- 1996:Q2 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip verileri kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada para talebini temsilen M1 tanımlı para arzı kullanılmıştır. Para talebinin belirleyicileri olarak, reel GSMH (1992 fiyatları), GSMH deflatörü, üç aylık ve on yıllık hazine bonosu faiz oranları ve GARCH yöntemiyle elde edilen çıktı belirsizliği ile parasal belirsizlik serileri kullanılmıştır. Aynı zamanda çalışmada finansal inovasyonu temsilen finansal hizmetler göstergesi ve mevduat kurumlarının sermaye stoku gibi iki farklı gösterge kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkinin tespiti için Johansen eşbütünleşme testinin kullanıldığı çalışmada dört farklı model üzerinden analizler yapılmıştır. Finansal inovasyon, çıktı belirsizliği ve parasal belirsizliğin dahil edildiği modellerde güçlü bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığına rastlanmıştır. Çalışmada, çıktı belirsizliğinin artması durumunda ABD'de para talebinin azalacağı, parasal belirsizliğin artması halinde ise para talebinin artacağı tespit edilmiştir. Choi ve Oh (2003) çalışmalarıyla, çıktı belirsizliği ve parasal belirsizlik ayrımıyla literatürde farklı bir bakış açısı geliştirmişlerdir. Çalışmada çıktı belirsizliği ve parasal belirsizliğin dahil edildiği para talebi fonksiyonun istikrarlı olduğu görülmektedir. Bu çalışmayla birlikte, çıktı ve parasal belirsizlik özellikle son 20 yıllık dönemde para talebi özelinde oldukça popüler bir konu haline gelmiş ve birçok ampirik çalışmada farklı ülkeler ve sosyo-ekonomik bölgeler için çeşitli yönleriyle incelenmiştir. Bu yöndeki öncü çalışmalardan bir diğeri de Bahmani-Oskooee ve Xi (2011) tarafından Avusturalya için gerçekleştirilmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Xi (2011) çalışmalarında, 1975: Q1-2010: Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri seti kullanmışlardır. Çalışmada, para talebini temsilen reel M3 para arzı, para talebinin belirleyicileri olarak ise reel GSYİH, 15 yıllık devlet tahvili faiz oranları, GSYİH deflatörü ve nominal efektif döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Bu belirleyici değişkenlere ilave olarak para talebi denkleminde ekonomik ve parasal belirsizliği temsilen GARCH yöntemiyle elde edilen reel GSYİH oynaklığı ve nominal M3 para arzı oynaklığı serileri dahil edilmiştir. Çalışmada, para talebi ile belirleyicileri arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkilerin incelenmesi için ARDL yöntemi kullanılmıştır. Uygulanan testler neticesinde her iki belirsizlik serisinin de Avusturalya'nın M3 tanımlı para talebi üzerine uzun ve kısa dönemli pozitif yönlü etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle elde edilen bu bulguyla, çalışma kapsamında para talebi

denklemine dahil edilen ekonomik ve parasal belirsizliğin, artması durumunun, Avusturalya halkını para taleplerini artırma yönünde davranış sergilemeye yönlendirdiği görülmektedir. Çalışmada elde edilen bir diğer dikkat çekici bulgu ekonomik ve parasal belirsizlik ölçütlerinin dahil edilmesiyle daha önce istikrarsız olan para talebi fonksiyonunun CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre istikrarlı bir yapı sergilemesidir. Bahmani-Oskooee ve Xi (2011) çalışmalarında elde ettikleri bulgulardan da hareketle, para politikaları oluşturulurken özellikle küresel krizlerin artırdığı ekonomik ve parasal belirsizliklerin dikkate alınması gerektiğini ileri sürmüşlerdir.

Avusturalya'nın para talebi üzerine yapılan çalışmaya benzer şekilde Bahmani-Oskooee vd. (2012) çalışmalarında ekonomik ve parasal belirsizliğin Çin'in para talebi üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 1983: Q1-2010: Q2 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri setinin kullanıldığı çalışmada para talebini temsilen reel M2 para arzı, para talebinin belirleyicileri olarak ise reel GSYİH, mevduat faiz oranı, GSYİH deflatörü, nominal efektif döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada ekonomik belirsizliği temsilen reel GSYİH oynaklığı ve parasal belirsizliği temsilen ise reel M2 para arzı oynaklığı serileri için GARCH yöntemi kullanılmış. Fakat bu çalışmada, her iki belirsizlik ölçütünün de para talebi üzerine sadece kısa dönemde etkileri olduğu tespit edilmiştir. Aynı zamanda bu çalışmada Avusturalya için elde edilen sonuçlardan farklı olarak ekonomik belirsizliği temsil eden reel GSYİH oynaklığının Çin'in para talebi üzerinde negatif, parasal belirsizliği temsil eden reel M2 oynaklığının ise pozitif etkisi olduğu bulunmuştur. Çalışmada aynı zamanda faiz ve enflasyon oranı ile para talebi arasında uzun dönemde negatif yönlü bir ilişki olduğu bulunmuştur. Bu bulgudan hareketle çalışmada, Çin'de hem finansal varlıkların hem de reel varlıkların para tutmaya bir alternatif olduğu ifade edilmiştir. Son olarak çalışmada tahmin edilen para talebi fonksiyonunun CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre istikrarlı bir yapı sergilediği saptanmıştır.

Bahmani-Oskooee vd. (2013) çalışmalarında Ermenistan, Bulgaristan, Macaristan, Polonya ve Rusya gibi orta ve doğu Avrupa ülkeleriyle karşılaştırma yapmak amacıyla Bolivya, Güney Afrika, Kolombiya ve Malezya gibi ekonomilerin para talebi fonksiyonlarının istikrarını ekonomik ve parasal belirsizlik serilerini dahil ederek incelemişlerdir. Bu çerçevede çalışmada, Rusya için 1995: Q2 – 2010: Q2, Malezya için 1991: Q1 – 2010: Q2, Kolombiya için 1994: Q1 – 2010: Q2 ve Güney Afrika için 1975: Q1 – 2010: Q3 dönemine ait, diğer altı ülke için ise 1995: Q1 – 2010: Q3 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri setleri kullanılmıştır. Çalışmada para talebini temsilen M2 tanımlı reel para arzı, para talebinin belirleyicileri olarak ise reel GSYİH serileri, tüketici fiyat endeksleri, nominal efektif döviz kurları kullanılmış, ekonomik ve parasal belirsizliği temsilen ise literatüre uygun şekilde reel GSYİH oynaklığı ve nominal M2 para arzı oynaklığı kullanılmıştır. Oynaklık serileri GARCH yöntemi kullanılarak oluşturulmuştur. ARDL yönteminin kullanıldığı çalışmada, CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre Bulgaristan hariç diğer tüm ülkelerin para talebi fonksiyonunun istikrarlı olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde ekonomik ve parasal belirsizlik ölçümlerinin en çok Rusya'nın para talebi üzerinde etkili olduğu saptanmıştır. Aynı zamanda

çalışmada, ekonomik belirsizliğe en duyarlı para talebinin Çek Cumhuriyeti'ne ve parasal belirsizliğe en duyarlı para talebinin ise Malezya'ya ait olduğu bulunmuştur. Çalışmada, belirsizlik ölçümlerinin para talebi üzerindeki etki yönünün bazı ülkeler için kısa ve uzun dönemlerde farklılaştığı, diğer bir ifadeyle kısa dönemde pozitif(negatif) olan etkinin uzun dönemde negatife (pozitife) dönüştüğü tespit edilmiştir. Şöyle ki; Bulgaristan ve Polonya için çıktı belirsizliğinin para talebi üzerindeki kısa dönemli pozitif etkisi uzun dönemde negatife, Ermenistan ve Çek Cumhuriyeti için ise kısa dönemli negatif etkinin uzun dönemde pozitife dönüştüğü görülmektedir. Parasal belirsizlik özelinde ise, Bulgaristan ve Kolombiya için parasal belirsizliğinin para talebi üzerindeki kısa dönemli pozitif etkisi uzun dönemde negatife, Çek Cumhuriyeti için ise kısa dönemli negatif etkinin uzun dönemde pozitife dönüştüğü görülmektedir. Çalışmada her iki belirsizlik serisinin de genel itibariyle ülkelerin para talepleri üzerinde kısa dönemde uzun döneme kıyasla daha etkili olduğu ortaya çıkartılmıştır.

Benzer biçimde aynı para talebi modelini ve ampirik yöntemi kullanarak, parasal ve ekonomik belirsizliğin para talebi üzerindeki etkisi, Bahmani- Oskooee ve Kones (2014) tarafından 21 Afrika ülkesi için incelenmiş ve benzer sonuçlar elde edilmiştir. Çalışmada, 1971:Q1 – 2011:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veri setleri kullanılmıştır. Para talebini temsilen reel M2'nin kullanıldığı çalışmada, para talebinin belirleyicileri olarak; gelir etkisini temsilen reel GSYİH, paranın fırsat maliyetini temsilen enflasyon oranı (TÜFE), para ikamesini temsilen nominal efektif döviz kuru, ekonomik belirsizliği temsilen reel GSYİH oynaklığı ve parasal belirsizliği temsilen de nominal M2 para arzı oynaklığı serileri kullanılmıştır. Çalışmada, çoğu Afrika ülkesi için ekonomik ve parasal belirsizlik serilerinin para talepleri üzerinde sadece kısa dönemli geçici etkileri olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada bu duruma, belirsizlikten kaynaklı ekonomik koşullara uzun dönemde halkın beklentilerinin uyum sağlamasının neden olabileceği ileri sürülmüştür. Ancak çalışmada bazı Afrika ülkelerinde belirsizlik ölçümlerinin para talebi üzerine uzun dönemde de etki gösterdiği görülmüştür. Bahmani-Oskooee ve Kones (2014) çalışmalarında, ekonomik belirsizlikteki artışın uzun dönemde Mısır, Madagaskar ve Güney Afrikanın'nın para talebini sırasıyla -0.99, -0.94 ve -0.91'lik katsayı değerleriyle azalttığını, Ruanda ve Seyşeller'in para talebini ise sırasıyla 1.22 ve 0.55'lik katsayı değerleriyle artırdığını ortaya koymuşlardır. Benzer şekilde parasal belirsizlikteki artışın uzun dönemde Etiyopya'nın, Ruanda'nın ve Tanzanya'nın para talebini sırasıyla -1.47, -0.81 ve -6.45'lik katsayı değerleriyle azalttığı, Madagaskar ve Senegal'in para talebini sırasıyla 2.01 ve 1.15'lik katsayı değerleriyle artırdığı saptanmıştır. Her bir Afrika ülkesine ait para talebi fonksiyonun istikrarlı olduğu tespit edilmiştir. Benzer bir çalışma Bahmani-Oskooee ve Xi (2014) tarafından bu kez Hindistan, Endonezya, Malezya, Pakistan, Filipinler ve Singapur gibi Asya ülkeleri için yapılmıştır. Çalışmada 1994:Q1–2011:Q4 dönemine ait üçer aylık frekansa sahip veriler kullanılmıştır. Ekonomik ve parasal belirsizlik ölçümleri GARCH yöntemi kullanılarak oluşturulmuştur. Çalışmada, hemen hemen tüm ülkelerde hem parasal belirsizliğin hem de ekonomik belirsizliğin para talebi üzerinde kısa dönemli etkilerinin olduğunu, ancak kısa dönemli etkilerin uzun dönemde yalnızca sınırlı sayıda meydana geldiği

tespit edilmiştir. Bahmani-Oskooee ve Xi (2014) çalışmalarında, uzun dönemde parasal belirsizliğin Singapur'un para talebi üzerinde pozitif, Hindistan ve Endonezya'nın para talebi üzerinde ise negatif etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Aynı şekilde çalışmada, uzun dönemde ekonomik belirsizliğin ise Malezya'nın para talebi üzerinde negatif, Filipinler ve Singapur'un para talebi üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu saptanmıştır. Ayrıca çalışmada, tüm ülkelerin para talebi fonksiyonlarının istikrarlı olduğu tespit edilmiştir.

Bahmani-Oskooee vd. (2015) çalışmalarında ekonomik ve parasal belirsizliğin Tayland'ın para talebi üzerindeki etkisini 1994: Q1 – 2011: Q4 dönemine ait üç aylık frekansa sahip verileri kullanarak incelemişlerdir. Para talebini temsilen reel M2 para arzının kullanıldığı çalışmada, para talebinin belirleyicileri olarak reel GSYİH, devlet tahvili faiz oranları, GSYİH deflatörü, nominal efektif döviz kuru, ekonomik belirsizliği temsilen reel GSYİH oynaklığı ve parasal belirsizliği temsilen nominal M2 oynaklığı seçilmiştir. Belirsizlik serileri GARCH yöntemi kullanılarak oluşturulmuştur. Çalışmada ekonomik ve parasal belirsizliğin kısa dönemde Tayvan'ın para talebi üzerinde aynı yönde negatif etkilere sahip olduğu, uzun dönemde ise parasal belirsizliğin para talebi üzerinde negatif buna karşın ekonomik belirsizliğin pozitif etkileri olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgulardan hareketle, Bahmani-Oskooee vd. (2015) çalışmalarında, uzun dönemde ekonomik belirsizliğin Tayvan halkını daha temkinli olmaya teşvik ettiğini, parasal belirsizliğin ise tersi yönde Tayvan halkını ikame etkisiyle nakitten uzak durmaya yani alternatif varlıklara yönelmeye teşvik ettiğini ileri sürmüşlerdir. Benzer bir çalışma Bahmani-Oskooee ve Baek (2017) tarafından Kore için 1973: Q3–2014: Q3 dönemine ait veriler kullanılarak yapılmıştır. Çalışmada ekonomik belirsizliğin Kore'nin para talebini kısa ve uzun dönemde negatif, parasal belirsizliğin ise kısa ve uzun dönemde para talebini pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Bir başka çalışma Aworinde (2018) tarafından Nijerya için 1960: Q1–2015: Q4 dönemine ait veri seti kullanılarak yapılmıştır. Benzer değişkenlerin kullanıldığı çalışmada parasal belirsizliğin kısa ve uzun dönemde para talebini negatif etkilediği, ekonomik belirsizliğin ise istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir kısa veya uzun dönemli etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Literatürde, faiz oranı belirsizliği, çıktı belirsizliği ve parasal belirsizlik gibi oynaklığa dayalı belirsizlik ölçütlerinin yanı sıra döviz kuru belirsizliklerinin de para talebi üzerindeki etkileri özellikle para ikamesi problemi yaşayan gelişmekte olan ülkeler için incelenmiştir. Bahmani ve Bahmani-Oskooee (2012) çalışmalarında 1979–2007 dönemine ait yıllık frekansa sahip veri seti kullanarak İran için döviz kuru oynaklığının para talebi üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerini incelemişlerdir. Çalışmada kısa dönemde döviz kuru oynaklığının para talebi üzerinde pozitif yönlü, uzun dönemde ise negatif yönlü etkileri olduğu tespit edilmiştir.

Benzer bir çalışma Bahmani (2013) tarafından Cezayir, Bahreyn, Belize, Bolivya, Burundi, Kıbrıs, Macaristan, Fas, Güney Afrika, St. Kitts ve Nevis, Tunus, Uganda, Uruguay, Venezuela ve Zambiya gibi az gelişmiş ülkeler için yapılmıştır. Çalışmada 1980–2009 dönemine ait yıllık

frekansa sahip veri seti kullanılmıştır. Para talebini temsilen reel M2 para arzının kullanıldığı çalışmada, para talebinin belirleyicileri olarak reel GSYİH, TÜFE ve döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Aynı zamanda para talebi fonksiyonuna geleneksel standart sapma yöntemiyle hesaplanan döviz kuru oynaklık serileri dahil edilmiştir. Çalışmada kurulan para talebi fonksiyonlarının tüm ülkeler için CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre istikrarlı olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeli çerçevesinde elde edilen bulgulara göre döviz kuru oynaklığının para talebi üzerindeki kısa dönemli etkisi Cezayir’de (0.04), Bahreyn’de (0.09), Burundi (0.11), Tunus’ta (0.07) ve Uganda’da (0.10) pozitif yönlü iken, Belize’de (-0.09), Macaristan’da (-0.03) ve Güney Afrika’da (-0.07) negatif yönlüdür. Bu kısa dönemli etkilerin uzun dönemde sadece Bahreyn ve Güney Afrika’da sırasıyla 0.28 ve 0.06’lık katsayı değerleriyle devam ettiği saptanmıştır.

Benzer bir çalışma bu sefer Ekvator Ginesi, Gambiya, Uganda ve Nijerya gibi gelişmekte olan ülkelerin para talebi için Nyumuah (2018) tarafından döviz kuru oynaklığı ile birlikte faiz oranlarındaki oynaklıkta dahil edilerek incelenmiştir. Çalışmada, oluşturulan para talebi fonksiyonun her ülke için CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre istikrarsız olduğu belirlenmiştir. Aynı zamanda çalışmada döviz kuru ve faiz oranı oynaklıklarının para talepleri üzerindeki etkilerinin çok belirsiz olduğu tespit edilmiştir. Döviz kuru oynaklığının para talebi üzerindeki etkisinin incelendiği bir başka çalışma Yesmin ve İslam (2020) tarafından Ocak 1999 - Haziran 2018 dönemine ait aylık frekansa sahip veriler kullanılarak Bangladeş için yapılmıştır. Johansen eşbütünleşme analizi ve Vektör Hata Düzeltme yaklaşımının kullanıldığı çalışmada döviz kurundaki oynaklığının kısa dönemde Bangladeş’in para talebi üzerinde pozitif yönlü ancak uzun dönemde ise negatif yönlü etkilere sahip olduğu ortaya konmuştur.

Türkiye’de para talebi üzerine yapılan çalışmalarda genellikle gelir, faiz oranı ve enflasyon gibi geleneksel değişkenlere odaklanılmış, ancak son yıllarda belirsizlik faktörlerinin para talebi üzerindeki etkileri de araştırılmıştır. Taşçı vd. (2009) çalışmasında, Nisan 2001 – Aralık 2006 dönemi için reel para talebini $\ln M2 = f(\ln Y, i, \pi, LIBX, K)$ şeklinde modellemişlerdir. Burada $\ln M2$ reel para talebini, $\ln Y$ reel geliri, i faiz oranını, π enflasyonu, $LIBX$ uluslararası faiz oranını ve K döviz kuru oynaklığını temsil etmektedir. Çalışmada, döviz kuru oynaklığı ve uluslararası faiz oranlarının para talebi üzerindeki etkileri vurgulanmaktadır. Döviz kuru oynaklığı, E-GARCH yöntemiyle tahmin edilerek modele dahil edilmiş ve ARDL yöntemi ile hem kısa hem de uzun dönem ilişkiler analiz edilmiştir. ARDL sonuçlarına göre, döviz kuru oynaklığındaki artışın hem kısa ve hem de uzun dönemde reel M2 para talebini azalttığı tespit edilmiştir. Ayrıca uluslararası faiz oranlarının artışının, sermaye çıkışlarını artırarak para talebi üzerinde negatif bir etki yarattığı ileri sürülmüştür.

Türkiye’de ekonomik belirsizliklerin para talebi üzerindeki etkilerini ele alan çalışmalar, bu ilişkinin farklı boyutlarını incelemiştir. Örneğin Özdemir ve Saygılı (2013) çalışmalarında,

1992:Q1 – 2008:Q3 dönemi için geniş para arzı ($M2Y$) ile makroekonomik belirsizlikler arasındaki ilişkiyi $M^d = f(Y, SR, Bd, Vbs_y, Vinc_Y, Vinc_Q, Vise_G)$ modeli ile analiz etmişlerdir. Burada, M^d reel $M2Y$ para arzını, Y reel GSYİH'yi, SR faiz oranı farkını, Bd bütçe açığı/GSYİH oranını, Vbs_y döviz kuru oynaklığını, $Vinc_Y$ reel GSYİH yıllık büyümesinin oynaklığını, $Vinc_Q$ reel GSYİH çeyreklik büyümesinin oynaklığını ve $Vise_G$ ise İMKB-100 endeksi oynaklığını temsil etmektedir. Türkiye için yapılan analizde, para talebi fonksiyonunun belirsizlik değişkenleri modele dahil edildiğinde daha istikrarlı hale geldiği, ancak enflasyon ve döviz kuru oynaklığının belirgin bir etkisinin olmadığı bulunmuştur. Ayrıca reel GSYİH oynaklığı, Türkiye'de para talebini artırıcı bir etki göstermiş ve belirsizlik arttıkça bireylerin daha fazla para tutma eğiliminde olduğu tespit edilmiştir.

Şahin (2013) çalışmasında, geniş para arzı ($M2$) ile altın fiyatları (G), reel gelir (Inc), reel efektif döviz kuru (Exc), faiz oranı (R), hisse senedi fiyatları (S) ve enflasyon belirsizliği (Unc) arasındaki ilişkiyi 1990-2012 dönemi için $\ln M2 = f(\ln G, \ln Inc, \ln Exc, R, \ln S, Unc)$ modeli ile analiz etmiştir. Burada Unc , EGARCH modeli ile tahmin edilen enflasyon belirsizliğini ifade etmektedir. Çalışmada, Özdemir ve Saygılı (2013) çalışmasındaki bulgunun aksine enflasyon belirsizliğinin yüksek olduğu dönemlerde para talebinin arttığı ortaya çıkarılmıştır. Ayrıca çalışmada altın fiyatları ile döviz kurunun para talebi üzerinde pozitif etkiler yarattığı vurgulanmıştır.

Daha geniş bir çerçevede ekonomik ve parasal belirsizlikleri değerlendiren Güney (2017) çalışmasında, $\ln(M/P) = f(\ln FCE, \ln EIG, \ln EXP, SRINT, \ln EER, \ln VLY, \ln VLYM)$ modeli ile belirsizliğin reel para talebi üzerindeki etkileri incelemiştir. Bu modelde M/P , reel para arzını; FCE , nihai tüketim harcamalarını; EIG , yatırım harcamalarını; EXP , ihracat harcamalarını; $SRINT$, kısa vadeli faiz oranını; EER , nominal efektif döviz kurunu; GARCH(1,1) yöntemi kullanılarak hesaplanan VLY , ekonomik belirsizliğin göstergesi olarak çıktı oynaklığı ve $VLYM$, parasal belirsizliğin temsilen reel $M2$ para arzı oynaklığı ifade etmektedir. ARDL yönteminin 1998:Q1-2015:Q2 dönemi için kullanıldığı çalışmada, ekonomik belirsizlikteki artışın kısa dönemde ve uzun dönemde para talebini negatif yönde etkilediği, parasal belirsizlikteki artışın ise sadece kısa dönemde para talebini artırdığı ancak uzun dönemde herhangi bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Son olarak, Korkmaz ve Topbaş (2017) çalışmalarında, Aralık 2005 – Haziran 2017 dönemi için faiz oranı ve döviz kuru oynaklıklarının para talebi üzerindeki etkisini $\ln Mt = f(\ln Yt, it, ERt, VOLi, VOLER)$ modeliyle analiz etmişlerdir. Modelde M_t , dar para arzını; Y_t , reel geliri; i_t , faiz oranını; ER_t , döviz kurunu; VOL_i , faiz oranı oynaklığını ve VOL_{ER} , döviz kuru oynaklığını ifade etmektedir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre faiz oranı oynaklığındaki

artışın Türk halkının para talebi tercihleri üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı, ancak döviz kuru oynaklığındaki artışın para talebini artırdığı tespit edilmiştir.

Türkiye’de belirsizliklerin para talebi üzerindeki etkilerini ele alan çalışmaların genellikle dar bir çerçevede kaldığı ve belirsizlik türlerini yeterince çeşitlendirmedikleri görülmektedir. Literatürde döviz kuru, enflasyon ya da faiz oranı belirsizlikleri gibi tekil göstergelere odaklanılmış, daha kapsamlı ve entegre belirsizlik endekslerinin eksikliği hissedilmiştir. Bu bağlamda, Türk Lirası belirsizlik endeksi ve makroekonomik belirsizlik endeksi gibi göstergeler, ekonomik aktörlerin davranışlarını anlamak ve belirsizliklerin para talebi üzerindeki etkilerini daha kapsamlı bir şekilde değerlendirmek için kritik öneme sahiptir. Özellikle belirsizliklerin pozitif ve negatif şoklarının farklı etkiler yaratabileceği göz önünde bulundurularak, bu tür asimetric ilişkileri inceleyen modeller literatürdeki önemli bir boşluğu doldurabilir ve politika yapıcılar için daha etkili bir rehber sunabilir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ, EKONOMETRİK MODELLER VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu bölümde, belirsizlik koşulları altında para talebinin belirleyicileri ve istikrarına yönelik yapılan analizlerde kullanılan veri seti, ekonometrik modeller ve yöntem ayrıntılı bir şekilde ele alınmıştır.

3.1. Veri Seti

Çalışmada, para talebi teorileri ve literatürdeki ampirik çalışmalar ışığında seçilen açıklayıcı değişkenler, para talebinin dinamiklerini kapsamlı bir şekilde açıklamak amacıyla veri setine dahil edilmiştir. Ekonometrik modelleme sürecinde kullanılan bu değişkenler, Türkiye'deki para talebi davranışlarını belirlemeye yönelik temel bir çerçeve sunmaktadır. Tablo 1'de, çalışmada kullanılan değişkenlerin tanımları, kapsamı ve veri kaynakları sistematik bir şekilde sunulmuştur.

Tablo 1: Değişkenlerin Kısaltması, Açılımı ve Kapsamı

Kısaltmalar ve Açılımı	Kapsamı
LRM1: Reel M1 Para Arzı	$M1 = \text{Dolaşımdaki Para (İhraç Edilen Banknot ve Madeni Para – Banka Kasaları)} + \text{Vadesiz Mevduat}$. M1, iktisadi birimlerin günlük harcamalar ve kısa vadeli likidite ihtiyaçları için tuttukları parayı ifade ettiği için para talebi analizinde kritik bir rol oynar. M1'in yüksek olması, bireylerin daha çok nakit veya vadesiz mevduat tuttuğunu ve dolayısıyla tüketim veya kısa vadeli ödemelerde likit para tercih ettiklerini gösterir. M1 parasal büyüklüğü $(LRM1)_t = \log(M1)_t - \log(P)_t$ yöntemiyle reel hale getirilmiştir. Kaynak: TCMB
LRM2: Reel M2 Para Arzı	$M2 = M1 + \text{Vadeli Mevduat}$. M2, M1'e ek olarak vadeli mevduatları da içerir. Vadeli mevduatlar, daha düşük likiditeye sahip olup uzun dönemli tasarruf eğilimlerini yansıtır. M2, ekonominin genel likidite durumunu ve para talebinin daha geniş kapsamını gösterir. M2, M1'e göre daha geniş bir para talebi perspektifi sunar, çünkü bireylerin ve firmaların hem kısa dönemli hem de uzun dönemli likidite ihtiyaçlarını kapsar. M2 parasal büyüklüğü $(LRM2)_t = \log(M2)_t - \log(P)_t$ yöntemiyle reel hale getirilmiştir. Kaynak: TCMB
LY: Sanayi Üretim Endeksi	Sanayi Üretim Endeksi, sanayi sektöründeki üretim miktarını ve üretim değerini ölçen bir göstergedir. Bu endeks, belirli sektörlerdeki üretim performansını izlemek ve ekonominin genel durumuna dair bilgiler sunmak amacıyla kullanılır. Türkiye'de sanayi üretim endeksi hesaplanırken, çeşitli alt sektörlerin üretim miktarları ve üretim değerleri dikkate alınır. Sanayi Üretim Endeksi, Aylık frekansa sahip para talebi çalışmalarında gelir yerine sıklıkla kullanılan önemli bir değişkendir. Çünkü kısa dönemler için ekonomik faaliyetlerin yoğunluğunu ve likidite ihtiyacını yansıtmaktadır. Bu çalışmada da geliri temsilen kullanılacaktır. Ekonomik büyüme, kredi talebi, yatırım kararları ve paranın dolaşım hızı gibi faktörlerle bağlantılı olarak para talebini etkileyebilir (<i>Logaritmik</i>) (2021=100) Kaynak: TCMB

Tablo 1 (Devamı)

Kısaltmalar ve Açılımı	Kapsamı
LP: Tüketici Fiyat Endeksi	Tüketici fiyat endeksi (TÜFE), hanhalklarının tüketimine yönelik mal ve hizmet fiyatlarının zaman içindeki değişimini ölçmektedir. (Logaritmik) (2003=100) Kaynak: TÜİK
Lex: Dolar Kuru	ABD doları döviz alış kuru kullanılmıştır. (Logaritmik) Kaynak: TCMB
π: Enflasyon Oranı	Enflasyon oranı $\pi = (\log(P_t) - \log(P_{t-1}))$ yöntemi kullanılarak aylık olarak hesaplanmıştır. Enflasyon, paranın satın alma gücünü ve bireylerin para talebini etkiler. Fiyat istikrarı ile para talebi ilişkisini değerlendirmede kritik bir değişkendir.
i: 3 Aylık Mevduat Faiz Oranı	3 Aya Kadar Vadeli TL üzerinden Bankalarca Açılan Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları (Stok, %). Faiz oranı (i), para talebi üzerinde belirleyici bir etkidir. Faiz oranlarındaki artış, paranın fırsat maliyetini artırarak likit para talebinde azalmaya yol açabilir. Buna karşılık, faiz oranlarının düşmesi, fırsat maliyetini azaltarak tüketim ve yatırımları teşvik edebilir ve para talebini artırabilir. Kaynak: TCMB
fi: Finansal İnovasyon	M1/M2 oranı, finansal inovasyonun göstergelerinden biri olarak değerlendirilebilir çünkü bu oran; ekonomideki likidite tercihlerini ve finansal araç kullanımındaki değişiklikleri yansıtmaktadır. M1/M2 oranı, bireylerin ve işletmelerin likidite tercihlerini, finansal inovasyonlardan nasıl etkilendiğini ve para talebinin bileşimindeki değişiklikleri analiz etmek için kullanılan önemli bir göstergedir.
σ_{M1}: M1 para arzı oynaklığı	Parasal belirsizliği temsilen nominal M1 oynaklığı serisi için en uygun model GARCH (1,1) olarak belirlenmiştir. Model seçimi için uygulanan süreç EK 1’de sunulmuştur.
σ_{M2}: M2 para arzı oynaklığı	Parasal belirsizliği temsilen nominal M2 oynaklığı serisi için en uygun model ARCH (2) olarak bulunmuştur. Model seçimi için uygulanan süreç EK 2’de sunulmuştur.
σ_Y: Sanayi Üretim Endeksi Oynaklığı	Çıktı belirsizliğini temsilen Sanayi üretim endeksi kullanılarak oluşturulan oynaklık serisi için en uygun model ARCH(2) olarak tespit edilmiş ve model seçimi için uygulanan süreç EK 3’de sunulmuştur.
σ_i: Faiz Oranı Oynaklığı	Faiz oranı belirsizliğini temsilen oluşturulan 3 Aylık Mevduat Faiz Oranı oynaklık serisi için en uygun model GARCH(1,1) olarak bulunmuş ve model seçimi için uygulanan süreç EK 4’de sunulmuştur.
σ_P: Tüketici Fiyat Endeksi Oynaklığı	Enflasyon belirsizliğini temsilen tüketici fiyat endeksi oynaklığı oluşturulmuştur. Oynaklık serisi için en uygun model GARCH(1,1) olarak belirlenmiş ve model seçimine yönelik süreç EK 5’te sunulmuştur.
σ_{ex}: Dolar Kuru Oynaklığı	Döviz kuru belirsizliğini temsilen ABD doları kuruna ait oynaklık serisi GARCH(1,1) modeliyle oluşturulmuştur. En uygun model seçimine yönelik süreç EK 6’te sunulmuştur.
σ_{TL}: Türk Lirası Belirsizlik Endeksi	Türk Lirası belirsizlik endeksinin hesaplanmasında takip edilen Atta-Mensah prosedürü EK 11’de sunulmuştur. σ_{TL} hesaplanmasında: σ_{dro}: Merkez Bankası Döviz Rezerv Oranı Oynaklığı (EK 8) σ_{reer}: TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Oynaklığı (EK 9) σ_{dmo}: Döviz mevduat oranı Oynaklığı (EK 10) σ_P: Tüketici Fiyat Endeksi Oynaklığı σ_i: 3 Aylık Mevduat Faiz Oranı Oynaklığı değişkenleri kullanılmıştır.
σ_{ME}: Makroekonomik Belirsizlik Endeksi	Makroekonomik Belirsizlik endeksinin hesaplanmasında takip edilen Atta-Mensah prosedürü EK 11’de sunulmuştur. σ_{ME} hesaplanmasında: σ_{BIST}: BİST100 Endeksi Oynaklığı (EK 7) σ_P: Tüketici Fiyat Endeksi Oynaklığı σ_Y: Sanayi Üretim Endeksi Oynaklığı σ_{ex}: Dolar Kuru Oynaklığı değişkenleri kullanılmıştır.

3.2. Ekonometrik Modeller

Çalışma kapsamında oluşturulan modeller aracılığıyla, belirsizlik koşullarının iktisadi aktörlerin para talebi kararları üzerindeki etkileri Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi doğrultusunda analiz edilmiştir. Her bir modelde, belirsizliğin farklı boyutları incelenmiştir. Aşağıda sunulan modeller, para talebinin temel belirleyicileri ile belirsizlik koşulları arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik bir çerçeve sunmaktadır. Ayrıca oluşturulan modellerde para talebi¹⁶ değişkeni tüketici fiyat endeksi kullanılarak nominal M1 ve M2 parasal büyüklükleri için reelleştirilmiştir. Çalışmada Model A, B, C ve D şeklinde adlandırılan dört ana model vardır. Çalışma kapsamında ele alınan bu modeller;

Model A: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma)$,

Model B: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, fi, \sigma)$,

Model C: $LRM2 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma)$ ve

Model D: $LRM2 = f(LY, i, \pi, Lex, fi, \sigma)$ şeklinde oluşturulmuştur. Oluşturulan her bir modele çalışma kapsamında hesaplanan yedi adet belirsizlik serisi teker teker entegre edilerek eşbütünleşme analizleri gerçekleştirilmiştir. Örnek olarak Model A için aşağıdaki fonksiyonlar analiz edilerek belirsizlik koşullarının reel M1 parasal büyüklüğü üzerindeki etkisi incelenmiştir.

Model A.1: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_{M1})$

Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi doğrultusunda yapılan erken dönem çalışmaları, parasal büyüklüklerin oynaklık serileri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmalardan yola çıkarak, Türkiye ekonomisi için tasarlanan Model A.1, nominal M1 para arzı oynaklığı ile reel M1 arasındaki ilişkiyi analiz etmek üzere geliştirilmiştir. Bu modelle, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin Türkiye özelinde geçerliliğinin sınanması hedeflenmektedir. Bu doğrultuda Model A.1'de, nominal M1 para arzındaki oynaklıkların, iktisadi aktörlerin para talebine yönelik davranışlarını nasıl şekillendirdiği analiz edilecektir.

Model A.2: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_Y)$

Çıktı belirsizliği, firmaların ve bireylerin gelecekteki gelir beklentilerini etkileyerek para talebiyle ilgili tercihlerini değiştirebilir. Şekil 1'deki aktarım mekanizması doğrultusunda Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin Türkiye için geçerliliği gelir belirsizliğini temsilen sanayi üretim endeksinin oynaklık serisi kullanılarak Model A.2'de araştırılacaktır.

¹⁶ Para arzı ile para talebinin birbirlerine eşit olduğu varsayımı altında.

Model A.3: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_i)$

Faiz oranındaki dalgalanmalar, yatırımcıların ve tüketicilerin borçlanma ve tasarruf kararlarını önemli ölçüde etkileyebilmektedir. Belirsizlik arttığında, bireyler ve firmalar daha temkinli davranarak likiditeye olan taleplerini artırabilir ya da daha güvenli finansal varlıklara yönelme eğilimi gösterebilir. Bu bağlamda, faiz oranı belirsizliğinin, iktisadi aktörlerin risk algısı ve davranışları üzerindeki etkilerinin incelenmesi, para talebi dinamiklerini anlamak açısından kritik bir öneme sahiptir. Bu doğrultuda Model A.3'te, faiz oranı oynaklığının para talebi üzerindeki etkisi analiz edilecektir.

Model A.4: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_p)$

Friedman (2012: 181) para arzı ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişkiyi şu ifadeyle ortaya koymaktadır; “Şu ana kadar ortaya koyduğum önermelerden, enflasyonun her zaman ve her yerde parasal bir olgu olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu anlamda, enflasyon yalnızca para miktarındaki artışın çıktıya kıyasla daha yüksek olduğu durumlarda ortaya çıkabilir.”. Bu görüşle tutarlı bir şekilde Friedman (1984), Parasal Oynaklık Hipotezi'nde parasal oynaklıktaki artışın fiyatlar genel düzeyindeki belirsizliği attırabileceğini ve bu durumun para talebi davranışlarına etkide bulunabileceğini ifade etmiştir. Bu doğrultuda fiyat belirsizliğini temsilen tüketici fiyat endeksi oynaklığının reel M1 üzerindeki etkisini analiz etmek için Model A.4 oluşturulmuştur.

Model A.5: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_{ex})$

Döviz kuru belirsizliği, döviz talebini artırabileceği gibi ulusal para biriminde likidite talebini de etkileyebilir. Özellikle para ikamesi problemi yaşayan ülkelerde bu durum daha şiddetli gerçekleşebilir. Bu doğrultuda döviz kuru belirsizliğini temsilen dolar kuru oynaklığının reel M1 üzerindeki etkisini incelemek için Model A.5 oluşturulmuştur

Model A.6: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_{TL})$

Türk Lirasına yönelik belirsizliğin arttığı dönemlerde, iktisadi aktörler ulusal para biriminin değerini koruyamayacağına dair bir algıya sahip olabilir ve bu durum, döviz veya diğer güvenli varlıklar gibi alternatiflere yönelme eğilimini artırabilir. Para birimindeki oynaklık ve istikrarsızlık algısı, özellikle enflasyonist baskılar ve dış şoklarla birleştiğinde, ulusal para talebini azaltabilecek bir risk oluşturabilir. Bu doğrultuda Model A.6 ile parasal belirsizlik algısını Türk Lirası üzerinden değerlendirerek Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin daha kapsamlı bir değişkenle test edilmesi hedeflenmektedir.

Model A.7: $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma_{ME})$

Çalışmada kullanılan makroekonomik belirsizlik endeksi Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi doğrultusunda Şekil 1'de gösterilen aktarım mekanizmasına uygun olarak genel ekonomik belirsizliği temsilen oluşturulmuştur. Makroekonomik belirsizlik endeksinin para talebi üzerindeki etkisi Model A.7'de ele alınacaktır. Makroekonomik belirsizlik endeksinin hesaplanması için kullanılacak değişkenlerin belirlenmesinde ve endeksin oluşturulmasında Erdem ve Yamak'ın 2018 yılındaki "The Impacts of Macroeconomic Uncertainty and Interest Rates on the Investment Spending: ARDL Co-integration Approach" adlı çalışmalarından yararlanılmıştır.

3.3. Ekonometrik Yöntem

Bu başlık altından çalışmada sırasıyla birim kök testleri, eşbütünleşme testleri ve nedensellik testleri için kullanılan ekonometrik yöntemler detaylı bir şekilde sunulmuştur.

3.3.1. Birim Kök Testleri

Çalışmada analize tabi tutulan değişkenlerin durağanlık analizleri ADF ve PP birim kök testleri kullanılarak incelenecektir. Takip eden kısımda bu yöntemlere ait detaylar sunulmuştur.

3.3.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979, 1981) çalışmalarında zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirlemek amacıyla birim kök testlerini geliştirmişlerdir. Bu testle, sabitsiz-trendsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli modeller üzerinden serinin durağanlığı değerlendirilmektedir. Test, aşağıdaki üç alternatif model ile gerçekleştirilir:

1. Sabitsiz-Trendsiz Model:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.1)$$

2. Sabitli-Trendsiz Model:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.2)$$

3. Sabitli-Trendli Model:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \delta \text{Trend} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.3)$$

Burada; Δ : fark operatörünü (birinci fark), ϵ_t : hata terimini ve k: gecikme uzunluğunu temsil etmektedir.

ADF testi, otokorelasyon problemlerini gidermek için gecikmeli fark terimlerini $(\sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i})$ modele ekler. Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile belirlenir. ADF testinde şu hipotezler değerlendirilir:

H_0 : Birim kök vardır (seri durağan değildir).

H_1 : Birim kök yoktur (seri durağandır).

Serinin durağan olup olmadığına karar vermek için test istatistiği, MacKinnon (1996) tablo kritik değerleriyle karşılaştırılır. Hesaplanan t-istatistiğinin mutlak değeri tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse, H_0 reddedilir ve serinin durağan olduğu sonucuna varılır. Aksi takdirde, serinin durağan olmadığı ve birim kök içerdiği kabul edilir. Durağan olmayan seriler, fark alındıktan sonra tekrar test edilir.

3.3.1.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988), Dickey-Fuller birim kök testlerini genişleterek hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğu varsayımını gevşetmiştir. PP testi, hata terimlerinin zayıf bağımlılık ve heterojen dağılım özelliklerini dikkate alarak birim kök analizi yapar.

PP testinde de ADF testindeki gibi sabitsiz-trendsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli modeller kullanılır. Kullanılan modeller şu şekildedir:

1. Sabitsiz-Trendsiz Model:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

2. Sabitli-Trendsiz Model:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

3. Sabitli-Trendli Model:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \delta \left(\text{Trend} - \frac{T}{2} \right) + u_t \quad (3.6)$$

Denklemden yer alan Y_t durağanlığı incelenen seriyi; Δ fark operatörünü (birinci fark); β katsayıları; u_t hata terimini ve T gözlem sayısını temsil etmektedir.

PP testi, hata terimlerindeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarını Newey-West standart hata düzeltmeleriyle ele alır. ADF testindeki gibi, test istatistiği kritik değerlerle karşılaştırılır. Hesaplanan t-istatistiğinin mutlak değeri tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse, H_0 reddedilir ve serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

3.3.2. Eşbütünleşme Testleri

Çalışmada seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkilerini analiz etmek için doğrusal gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) ve doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış otoregresif (NARDL) modelleri kullanılmıştır. Bu yöntemlere ilişkin detaylı açıklamalara aşağıda yer verilmiştir.

3.3.2.1. Doğrusal Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Modeli

Pesaran vd. (2001) çalışmalarında, bağımlı değişken (y_t) ile bir grup bağımsız değişken (x_t) arasındaki uzun dönem ilişkiyi test etmek için yeni bir yöntem önermişlerdir. Literatürdeki geleneksel eşbütünleşme testlerinin aksine, bu çalışmada önerilen yöntemin, değişkenlerin durağanlık seviyelerinin ($I(0)$ veya $I(1)$) önceden bilinmesine gerek kalmadan bir seviye ilişkisinin varlığını test etmeyi mümkün kıldığı ileri sürülmüştür. Çalışmada, sınır testi adı verilen bir prosedür geliştirilmiştir. Bu prosedür, F-istatistiği ve t-istatistiğini kullanarak bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında tek bir seviye ilişkisinin varlığını test eder. Sınır testinde, değişkenlerin tamamen $I(0)$, tamamen $I(1)$ ya da eşbütünleşik olup olmadığına dair kesin bir bilgiye ihtiyaç duyulmaz. Temelde iki aşamadan oluşan ARDL yaklaşımında, ilk olarak seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı sınanır. Bu aşamada, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin uzun dönemde bir denge ilişkisi içinde olup olmadığı test edilir. Ardından, ikinci aşamada, eşbütünleşme tespit edilen seriler için kısa dönem dinamikleri ile uzun dönem katsayıları tahmin edilir ve modelin kısa ve uzun dönem etkileri detaylı bir şekilde analiz edilir. Bu bağlamda, öncelikle Model A, B, C ve D'nin belirsizlik serilerinin entegrasyonu ile oluşturulan alt modellerde, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiyi test etmek amacıyla kısıtlanmamış hata düzeltme modeli sırasıyla (3.7), (3.8), (3.9) ve (3.10) numaralı denklemler üzerinden tahmin edilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta LRM1_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{6j} \Delta \sigma_{t-j} + \alpha_1 LRM1_{t-1} + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} \\ & + \alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5 Lex_{t-1} + \alpha_6 \sigma_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.7)$$

$$\begin{aligned} \Delta LRM1_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} \Delta fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j} \Delta \sigma_{t-j} + \alpha_1 LRM1_{t-1} \\ & + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5 Lr_{t-1} + \alpha_6 fi_{t-1} + \alpha_7 \sigma_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.8)$$

$$\begin{aligned}
\Delta LRM2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{6j} \Delta \sigma_{t-j} + \alpha_1 LRM2_{t-1} + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{3t-1} \\
& + \alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5 Lr_{t-1} + \alpha_6 \sigma_{t-1} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.9}$$

$$\begin{aligned}
\Delta LRM2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} \Delta fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j} \Delta \sigma_{t-j} + \alpha_1 LRM2_{t-1} \\
& + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{3t-1} + \alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5 Lr_{t-1} + \alpha_6 fi_{t-1} + \alpha_7 \sigma_{t-1} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.10}$$

Pesaran vd. (2001) modelinde gecikme uzunlukları, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin geçmiş dönem etkilerini analiz etmek için kritik bir role sahiptir ve modelin dinamik yapısını optimize etmek için kullanılır. Bu çalışmada, gecikme uzunlukları AIC'ye göre belirlenmiştir. Yukarıdaki denklemlerde ρ , bağımlı değişkenin gecikme uzunluğunu temsil ederken; q , sanayi üretim endeksinin; r , faiz oranının; k , enflasyonun; l , döviz kurunun; m , finansal inovasyonun ve n , belirsizlik değişkeninin optimal gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. Denklemlerde Δ , fark operatörünü temsil ederken, β_0 modelin sabit terimini ifade eder. $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ ve β_7 kısa dönem değişkenlere ait katsayıları gösterir. Uzun dönem değişkenlerin katsayıları ise $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$ ve α_7 ile temsil edilmektedir. Son olarak, ε_t hata terimini ifade etmektedir.

Çalışmada ele alınan modeller kapsamında oluşturulan (3.7), (3.8), (3.9) ve (3.10) numaralı denklemler, farklı gecikme uzunlukları dikkate alınarak tahmin edilmiş ve bu denklemler üzerinden seriler arasında uzun dönem bir ilişkinin var olup olmadığı analiz edilmiştir. Bu süreçte, hesaplanan F-istatistiği kritik değerlerle karşılaştırılarak değerlendirme yapılmıştır. F-istatistiği, Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen alt sınırın altında kaldığında uzun dönem ilişkinin olmadığına dair sıfır hipotezi reddedilemezken, üst sınırın üzerinde bir değer aldığı zaman uzun dönem ilişki varlığı kabul edilmekte, alt ve üst sınır arasında kaldığında ise kesin bir yargıya varılamamaktadır. Bu doğrultuda, her bir model kapsamında seriler arasındaki uzun dönem ilişkiler tespit edilmiş ve ARDL modelinin ikinci aşamasında, kısa ve uzun dönem katsayılarının belirlenmesine yönelik tahminler gerçekleştirilmiştir.

$$\begin{aligned}
LRM1_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{6j} \sigma_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.11}$$

$$\begin{aligned}
LRM1_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j} \sigma_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.12}$$

$$\begin{aligned}
LRM2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{6j} \sigma_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.13}$$

$$\begin{aligned}
LRM2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j} \sigma_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.14}$$

Uzun dönem katsayıların tespit edilmesi için kurulan denklem (3.11), (3.12), (3.13), ve (3.14)'te β_0 sabit terimi; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6,$ ve β_7 katsayıları; $\rho, q, r, k, l, m,$ ve n optimal gecikme uzunluklarını ve ε_t ise hata terimini ifade etmektedir. Bu doğrultuda AIC bilgi kriteri kullanılarak tespit edilen optimal gecikme uzunluklarına göre kurulan model $ARDL(\rho, q, r, k, l, m, n)$ şeklinde ifade edilmektedir. $ARDL(\rho, q, r, k, l, m, n)$ modeli kullanılarak uzun dönem katsayıları belirlendikten sonra, kısa dönem katsayılarını tahmin etmek için aşağıdaki hata düzeltme modelleri oluşturulmuştur.

$$\begin{aligned}
\Delta LRM1_t = & \beta_0 + \tau ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{6j} \Delta \sigma_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.15}$$

$$\begin{aligned}\Delta LRM1_t = & \beta_0 + \tau ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} \Delta fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j} \Delta \sigma_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (3.16)$$

$$\begin{aligned}\Delta LRM2_t = & \beta_0 + \tau ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{6j} \Delta \sigma_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (3.17)$$

$$\begin{aligned}\Delta LRM2_t = & \beta_0 + \tau ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} \Delta fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j} \Delta \sigma_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (3.18)$$

Hata düzeltme terimi ECT_{t-1} , (3.15), (3.16), (3.17) ve (3.18) numaralı denklemlerde yer almakta olup, bu terimin katsayısı τ ile gösterilmektedir. Kısa dönemde oluşan sapmaların uzun dönemde dengeye ulaşabilmesi için ECT_{t-1} 'in katsayısı negatif bir değere sahip olmalı ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunmalıdır.

3.3.2.2. Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (NARDL) Modeli

Reel M1 ve reel M2 değişkenleri ile belirsizlik serileri arasındaki asimetrik ilişkiyi sınamak amacıyla, belirsizlik serilerinin pozitif ve negatif olarak ayrıştırılması gerekmektedir. Denklem (3.19) ve (3.20)'de nominal M1 para arzı oynaklığı serisi örneği üzerinden ayrıştırma işlemi gösterilmiştir.

$$\sigma_{M1t}^{poz} = \sum_{j=1}^t \Delta \sigma_{M1j}^{poz} = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \sigma_{M1j}, 0) \quad (3.19)$$

$$\sigma_{M1t}^{neg} = \sum_{j=1}^t \Delta \sigma_{M1j}^{neg} = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \sigma_{M1j}, 0) \quad (3.20)$$

Doğrusal olmayan ARDL eş-bütünleşme yöntemi, bağımsız değişkenlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların bağımlı değişken üzerindeki etkilerinin hem büyüklük hem de yön

açısından farklı olabileceği varsayımına dayanmaktadır. Bu yöntemin temel amacı, değişkenler arasında asimetrik ilişkileri hem kısa hem de uzun dönem perspektifinden analiz etmektir. Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen bu yöntem, bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif değişimlerini kısmi ayrıştırmalar yoluyla modelleyerek, söz konusu asimetriklerin dinamiklerini daha net bir şekilde ortaya koymayı hedeflemektedir. Bu sayede hem pozitif hem de negatif şokların bağımlı değişken üzerindeki farklı etkileri ayrıntılı bir biçimde analiz edilebilmektedir. Shin vd. (2014) tarafından ileri sürülen doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi Model A, B, C ve D için sırasıyla (3.21), (3.22), (3.23) ve (3.24) numaralı denklemler vasıtasıyla uygulanmıştır.

$$\begin{aligned}
\Delta LRM1_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j}^+ \Delta \sigma_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^n \beta_{7j}^- \Delta \sigma_{t-j}^- \\
& + \alpha_1 LRM1_{t-1} + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5 Lr_{t-1} + \alpha_6^+ \sigma_{t-1}^+ \\
& + \alpha_7^- \sigma_{t-1}^- + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.21}$$

$$\begin{aligned}
\Delta LRM1_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM1_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} \Delta fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j}^+ \Delta \sigma_{t-j}^+ \\
& + \sum_{j=0}^s \beta_{8j}^- \Delta \sigma_{t-j}^- + \alpha_1 LRM1_{t-1} + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-1} \\
& + \alpha_5 Lex_{t-1} + \alpha_6 fi_{t-1} + \alpha_7^+ \sigma_{t-1}^+ + \alpha_8^- \sigma_{t-1}^- + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.22}$$

$$\begin{aligned}
\Delta LRM2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j}^+ \Delta \sigma_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^n \beta_{7j}^- \Delta \sigma_{t-j}^- \\
& + \alpha_1 LRM2_{t-1} + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5 Lex_{t-1} \\
& + \alpha_6^+ \sigma_{t-1}^+ + \alpha_7^- \sigma_{t-1}^- + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.23}$$

$$\begin{aligned}
\Delta LRM2_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{1j} \Delta LRM2_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{3j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{4j} \Delta \pi_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^l \beta_{5j} \Delta Lex_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{6j} \Delta fi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{7j}^+ \Delta \sigma_{t-j}^+ \\
& + \sum_{j=0}^s \beta_{8j}^- \Delta \sigma_{t-j}^- + \alpha_1 LRM2_{t-1} + \alpha_2 LY_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-1} \\
& + \alpha_5 Lex_{t-1} + \alpha_6 fi_{t-1} + \alpha_7^+ \sigma_{t-1}^+ + \alpha_8^- \sigma_{t-1}^- + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.24}$$

Model A için kurulan (3.21) numaralı denklem üzerinden uzun dönemli asimetrik ilişkiyi test etmek amacıyla $H_0: -\alpha_6^+/\alpha_1 = -\alpha_7^-/\alpha_1$ hipotezi, $H_1: -\alpha_6^+/\alpha_1 \neq -\alpha_7^-/\alpha_1$ alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. H_0 hipotezi reddedildiğinde, uzun dönemde belirsizlik serilerine ait pozitif ve negatif şokların etkilerinin simetrik olmadığı ve asimetrik bir ilişkinin mevcut olduğu sonucuna varılır.

Benzer şekilde, kısa dönem için $\sum_{j=0}^m \beta_{6j}^+ = \sum_{j=0}^n \beta_{7j}^-$ şeklinde oluşturulan H_0 hipotezi, $\sum_{j=0}^m \beta_{6j}^+ \neq \sum_{j=0}^n \beta_{7j}^-$ şeklindeki alternatif H_1 hipotezine karşı test edilmektedir. Kısa dönemde H_0 hipotezi reddedildiğinde, belirsizlik serilerine ait kısa dönem pozitif ve negatif şokların etkilerinin reel M1 üzerinde asimetrik olduğu sonucuna ulaşılır. Bu hipotezlerin test edilmesinde, WALD test istatistiği kullanılmaktadır. WALD testi, tahmin edilen katsayıların eşitliğini sınamak için kullanılmaktadır (Shin vd., 2014). Bu yöntem, pozitif ve negatif şokların kısa ve uzun dönem etkilerindeki asimetriyi belirlemede güçlü bir araç sunmaktadır.

3.3.3. Nedensellik Testleri

Çalışmada reel parasal büyüklükler ile belirsizlik serileri arasındaki nedensellik ilişkileri simetrik bakımdan Toda-Yamamoto ve asimetrik bakımdan Hatemi-J nedensellik yöntemleri kullanılarak incelenmiştir. Takip eden kısımda bu yöntemlere ait detaylar sunulmuştur.

3.3.3.1. Toda-Yamamoto Yöntemi

Seriler arasındaki simetrik nedensellik ilişkisini sınamak amacıyla Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi kullanılmıştır.

$$LRM_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} LRM_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \alpha_{2j} LRM_{t-j} + \sum_{j=1}^k \varphi_{1j} \sigma_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \varphi_{2j} \sigma_{t-j} + \mu_{1t} \tag{3.25}$$

$$\sigma_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \sigma_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} \sigma_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{1j} LRM_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{2j} LRM_{t-j} + \mu_{2t} \quad (3.26)$$

(3.25) ve (3.26) numaralı Toda-Yamamoto denklemlerinde k ; bağımlı ve bağımsız değişkenler için gecikme uzunluğunu, d_{max} ; değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini, $\beta_{1j}, \beta_{2j}, \delta_{1j}, \delta_{2j}, \alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \varphi_{1j}$ ve φ_{2j} değişken katsayılarını β_0 ve α_0 ; sabit terimleri temsil etmektedir. (3.25) numaralı modelde σ 'ın LRM 'nin nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi aşağıda ifade edildiği gibidir.

$$H_0: \forall j \varphi_{1j} = 0 \quad (3.27)$$

(3.27) numaralı modelde sıfır hipotezinin reddedilmesi durumu σ 'dan LRM 'ye doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde (3.28) numaralı modelde LRM 'nin σ 'ın nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi aşağıdaki gibidir

$$H_0: \forall j \delta_{1j} = 0 \quad (3.28)$$

(3.25) ve (3.26) numaralı Toda-Yamamoto denklemlerinde nedensellik ilişkisi Görünürde İlişkisiz Regresyon yöntemi (SUR) altında tahmin edilmiştir.

3.3.3.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Yöntemi

Granger ve Yoon (2002) asimetrik eşbütünleşme yaklaşımının nedensellik analizi için yeniden düzenlenmesiyle geliştirilen Hatemi-J (2012) testinde, y_t değişkeninin (y_{1t}^+, y_{2t}^+) ikilisine eşit olduğu varsayımı kabul edilmekte ve nedensellik ilişkisi p gecikmeli VAR modeli kullanılarak test edilmektedir.

$$y_t^+ = \alpha + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (3.29)$$

Denklem (3.29)'da y_t^+ , 2x1 boyutundaki değişken vektörünü; α ve μ_t^+ ise sırasıyla sabit ve hata terimi vektörlerini göstermektedir. A_r ise 2 x 2 boyutunda r ($r=1, \dots, p$) mertebesinde, gecikme uzunluğu bilgi kriterleri kullanılarak belirlenen parametre matrisini temsil etmektedir. Denklem (3.29)'da gösterilen VAR modeli, asimetrik bakımdan nedenselliğin sınanması için gerekli Wald istatistiğini elde etmek amacıyla denklem (3.30)'daki gibi düzenlenebilir.

$$Y = DZ + \delta \quad (3.30)$$

Denklem (3.30)'da yer alan terimler aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

Y : pozitif bileşenlerden $(y_1^+, y_2^+, \dots, y_T^+)$ oluşan $(n \times T)$ boyutunda matrisidir.

D : Katsayıları içeren parametre matrisi olup $(\alpha, A_1, \dots, A_p)$ boyutu $(n \times (1 + np))$ biçimindedir.

Z_t : Gecikmeli bağımsız değişkenleri içeren matris olup aşağıdaki gibi gösterilir: Bu matris, $((1 + np) \times 1)$ boyutundadır ve $t = 1, \dots, T$ zaman dilimleri için tanımlıdır.

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t^+ \\ y_{t-1}^+ \\ \vdots \\ y_{t-p+1}^+ \end{bmatrix}$$

Z : Tüm gecikmeli değişkenleri içeren genişletilmiş matristir:

$$Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1}) ((1 + np) \times T)$$

δ : Hata terimleri matrisidir ve şu şekilde gösterilir:

$$\delta = (u_1^+, \dots, u_T^+) (n \times T)$$

Optimal gecikme uzunluğu seçildikten sonra y_t^+ 'nin k. bileşeninin y_t^+ 'nin w. bileşeninin Granger nedeni olmadığını ileri süren sıfır hipotezi Wald istatistiği kullanılarak test edilir. Wald istatistiği bootstrap kritik değeriyle kıyaslanarak karar verilir. Eğer hesaplanan Wald istatistiği bootstrap kritik değerinden büyükse α anlamlılık düzeyinde Granger nedensellik ilişkisi olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilir (Yetim ve Yamak, 2019).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler sunularak değişkenlerin temel özellikleri ve dağılımları ortaya konulmuş, ardından serilerin dönemsel dalgalanmalara sahip olup olmadığını belirlemek amacıyla mevsimsellik testleri ve zaman seyri grafikleri raporlanmıştır. Mevsimsellik analizi sonuçlarını takiben, serilerin durağanlık durumlarını değerlendirmek için ADF ve PP birim kök testlerine ait sonuçlar sunulmuştur. Ardından birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar neticesinde eşbütünleşme ilişkisini sınamak için ARDL ve NARDL yöntemlerine ait sonuçlar raporlanmıştır. Son olarak belirsizlik serileri ile reel parasal büyüklükler arasındaki simetrik ve asimetrik ilişkileri belirlemeye yönelik olarak sırasıyla Toda-Yamamoto ve Hatemi-J nedensellik testleri uygulanarak bulgular raporlanmıştır.

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler kapsamında her bir serinin ortalama, medyan, maksimum, minimum ve standart sapma değerleri Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Spm.
M1 (Bin TL)	6.86E+08	1.71E+08	5.95E+09	6735996	1.25E+09
M2 (Bin TL)	2.02E+09	7.26E+08	1.63E+10	32202029	3.33E+09
RM1 (Bin TL)	1.02E+08	77309589	3.09E+08	12902285	78827381
RM2 (Bin TL)	3.49E+08	3.28E+08	7.87E+08	57515605	1.99E+08
Y	65.5965	63.0171	122.2096	26.9607	24.2408
i	0.2169	0.1698	1.1079	0.0659	0.1777
P	387.9656	223.7206	2588.7310	44.7451	475.9569
π	0.0143	0.0095	0.1273	-0.0145	0.0186
ex	5.0233	1.8043	33.5607	0.6706	7.1102
fi	0.2693	0.2556	0.4134	0.1863	0.0555
σ_{M1}	0.0046	0.0019	0.4067	0.0004	0.0244
σ_{M2}	0.0046	0.0006	0.6879	1.32E-09	0.0412
σ_Y	0.0045	0.0021	0.0908	0.0012	0.0081
σ_i	0.0044	0.0016	0.1446	0.0007	0.0130
σ_P	0.0003	9.05E-05	0.0062	3.11E-05	0.0006
σ_{ex}	0.0016	0.0009	0.0204	0.0007	0.0021
σ_{TL}	0.4923	0.1172	18.7000	5.09E-05	1.9347
σ_{ME}	0.4451	0.0591	25.6551	5.72E-07	2.4241

Tablo 2’de, reel $M1$ ve reel $M2$, sırasıyla yaklaşık 102 ve 349 Milyar TL ortalama değerlere sahiptir. $RM1$ ’in maksimum ve minimum değerleri sırasıyla yaklaşık 309 ve 12.9 milyar TL iken, aynı istatistikler $RM2$ için yaklaşık 787 ve 57.5 milyardır. Sanayi üretim endeksi için ortalama 65.596, minimum 26.961, maksimum 122.209 olarak hesaplanmış olup, standart sapması 24.241 olarak belirlenmiştir. Bu yüksek değişim aralığı, sanayi üretiminin dalgalanmalara açık olduğunu göstermektedir. Para talebinin önemli belirleyicilerinden biri olan faiz oranı için ortalama değer 0.216, minimum 0.065, maksimum 1.107 olarak belirlenmiştir. Standart sapma değeri 0.177 olup, faiz oranlarında görece yüksek oynaklık gözlemlenmektedir. Enflasyon oranı değişkeni için ortalama 0.014, minimum -0.014, maksimum 0.127 olarak tespit edilmiştir. Standart sapmanın 0.018 olması, enflasyon oranlarının zaman içinde belirgin dalgalanmalar gösterdiğine işaret etmektedir. Döviz kuru değişkeni açısından ortalama 5.023, minimum 0.671, maksimum 33.561 olarak hesaplanmıştır. Standart sapmanın 7.110 gibi yüksek bir değer alması, döviz kurunda sert dalgalanmaların yaşandığını göstermektedir. Finansal gelişmişlik göstergesi olan finansal inovasyon için ortalama 0.269, minimum 0.186, maksimum 0.413 olup, standart sapma 0.055 olarak hesaplanmıştır. Bu değişkenin düşük standart sapmaya sahip olması, finansal inovasyonun zaman içerisinde nispeten istikrarlı bir seyir izlediğine işaret etmektedir. Çalışmada belirsizlik değişkenlerinin (σ_{M1} , σ_{M2} , σ_Y , σ_i , σ_P , σ_{ex}) genel olarak düşük seviyelerde olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, dolar kuru oynaklığı ve sanayi üretim endeksi oynaklığı diğer değişkenlere kıyasla daha yüksek dalgalanmalara sahiptir. Özellikle dolar kuru oynaklığının yüksek olması, Türkiye’de kur istikrarsızlığının önemli bir ekonomik risk unsuru olduğunu ortaya koymaktadır. Türk Lirası belirsizlik endeksi ve makroekonomik belirsizlik endeksinin ise maksimum değerlerinin oldukça yüksek olması, belirsizliklerin bazı dönemlerde ciddi şekilde yükseldiğini göstermektedir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin zaman serilerinde mevsimsel bileşenlerin varlığını araştırmak amacıyla X-12-ARIMA yöntemine başvurulmuştur. Çalışmada söz konusu değişkenlerin mevsimsel özelliklerinin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını belirlemek ve mevsimsellikten arındırılmış serilerle daha sağlıklı bir analiz gerçekleştirmek hedeflenmiştir. Tablo 3’te çalışmada kullanılan değişkenlerin X-12-ARIMA yöntemine göre mevsimsellik test sonuçlarına ait istatistikler raporlanmıştır.

Tablo 3: X-12-ARIMA Mevsimsellik Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabit Mevsimsellik		Hareketli Mevsimsellik
	Kruskal -Wallis	F-stat.	F-stat.
<i>M1</i>	114.4341***	5.271***	10.715***
<i>M2</i>	27.639***	0.993	3.83***
<i>LRM1</i>	4.038	0.535	2.106***
<i>LRM2</i>	34.278***	1.058	3.658***
<i>Y</i>	137.39***	15.382***	5.009***
<i>P</i>	139.598***	13.013***	5.840***
<i>ex</i>	23.009**	0.650	4.003***
<i>i</i>	26.990***	0.580	3.587***
<i>fi</i>	124.82***	12.057***	3.793***
σ_{M1}	53.821***	1.206	2.231**
σ_{M2}	69.846***	1.170	3.884***
σ_Y	5.758	0.930	4.096***
σ_i	20.557**	0.672	1.6861**
σ_P	57.497***	1.051	5.190***
σ_{ex}	23.639***	1.219	1.964***
σ_{TL}	11.253	1.268	4.728***
σ_{ME}	38.290***	1.007	2.334***

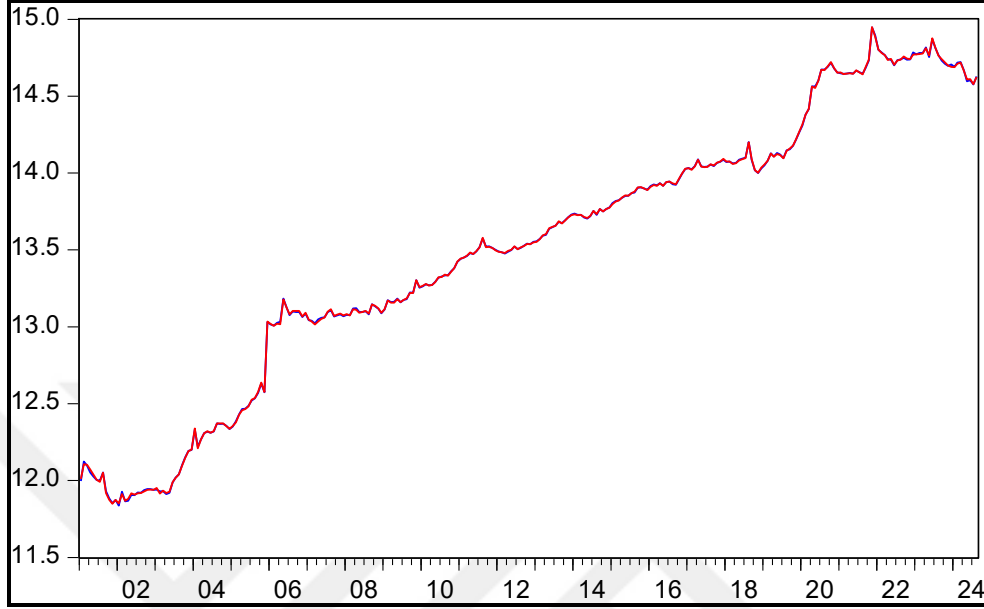
Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'te, çalışmada kullanılan değişkenler üzerinde sabit ve hareketli mevsimsellik bileşenlerinin anlamlı olup olmadığını belirlemek için yapılan Kruskal-Wallis ve F testlerinin istatistikleri raporlanmıştır. Mevsimsellik testi sonuçlarında, çalışmada kullanılan değişkenlerin bazılarında hem sabit hem de hareketli mevsimsellik bileşenlerinin güçlü ve anlamlı olduğu, bazılarında ise yalnızca sabit veya yalnızca hareketli mevsimsellik bileşenlerinin bulunduğu görülmektedir. M1 para arzı, TÜFE, sanayi üretim endeksi ve finansal inovasyon hem sabit hem de hareketli mevsimsellik bileşenlerinin anlamlı bulunduğu değişkenler olarak öne çıkmaktadır. Bu değişkenlerde, hem Kruskal-Wallis testinin hem de sabit ve hareketli F testlerinin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca hem sabit hem de hareketli mevsimsellik bakımından Kruskal-Wallis ve F testlerinin çok düşük veya anlamsız olduğu değişkenler de mevcuttur. Bu sınıflandırmaya giren değişkenler M2 para arzı, dolar kuru, 3 aylık mevduat faiz oranı, sanayi üretim endeksi oynaklığı, 3 aylık mevduat faiz oranı oynaklığı, dolar kuru oynaklığı, Türk Lirası belirsizlik endeksi ve makroekonomik belirsizlik endeksi şeklinde sıralanabilir.

Çalışmada yapılacak ampirik analizlerin güvenilirliğini artırmak için özellikle güçlü bir seviyede sabit ve hareketli mevsimsellik gösteren değişkenlerde arındırma işleminin yapılması büyük bir önem taşımaktadır. Öte yandan değişkenlere ait zaman seyri grafikleri, analiz edilen değişkenlerin ekonomik döngülerle ilişkisini daha iyi anlamak için de oldukça önemlidir. Bu

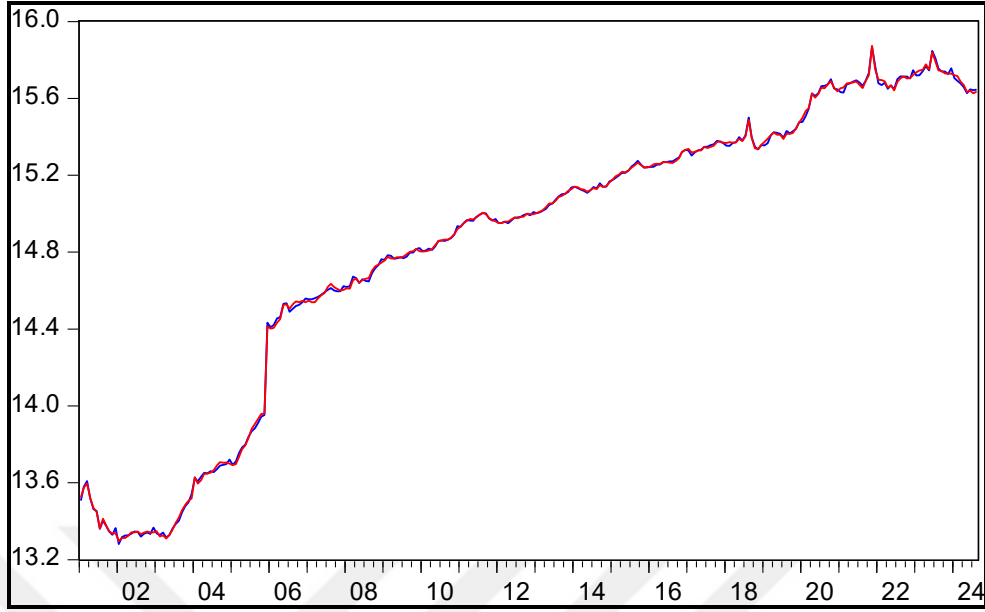
doğrultuda, sırasıyla her bir değişkenin zaman seyri grafiği sunulmuştur. Zaman seyri grafiklerinde orijinal seriler mavi, mevsimsellikten arındırılmış seriler ise kırmızı çizgi ile gösterilmiştir.

Grafik 1: Reel M1 Serisi (Logaritmik) (2001 – 2024)



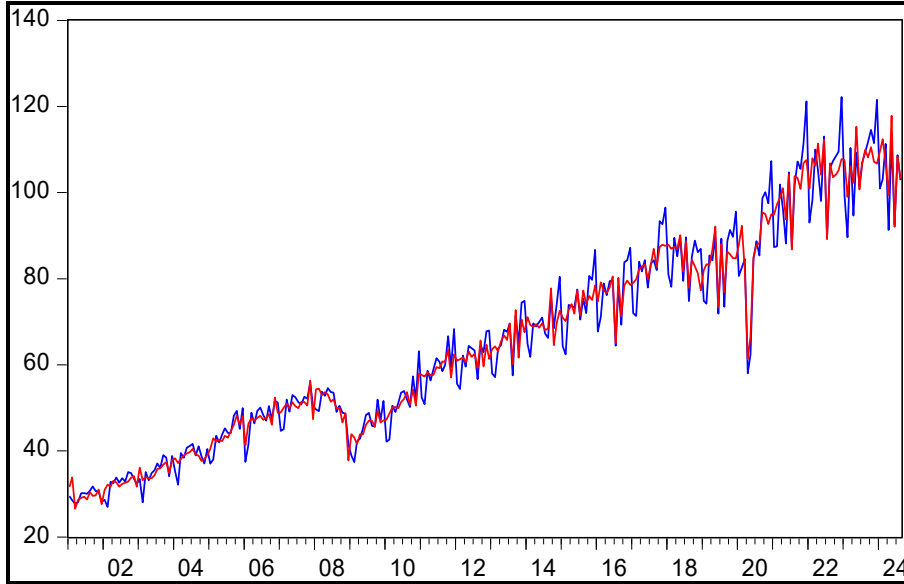
Grafik 1’de, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için logartiması alınmış reel M1’in zaman seyri gösterilmiştir. Reel M1’in ortalama değerinin 13.503, maksimum değerinin 14.947 ve minimum değerinin ise 11.837’dir. 2001 yılı başında reel M1 para arzında bir düşüş gözlemlenirken, 2002’den itibaren istikrarlı bir artış eğilimi başlamış ve özellikle 2005-2006 döneminde keskin bir yükseliş yaşanmıştır. 2007-2017 yıllarında reel M1’in artış eğilimi devam etmiş ancak önceki döneme kıyasla daha istikrarlı bir seyir izlemiştir. 2018 sonrası dönemde artış trendi hızlanırken dalgalanmalar belirgin hale gelmiş, özellikle 2023-2024 yıllarında bir miktar gerileme yaşanmıştır.

Grafik 2: Reel M2 Serisi (Logaritmik) (2001 – 2024)



Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için logariması reel M2'nin zaman seyri Graik 2'de sunulmuştur. Grafik 1 ve 2'deki zaman seyri eğilimleri karşılaştırıldığında reel M1 ve M2'nin benzer hareketlere sahip olduğu görülmektedir. Reel M2'nin ortalama değeri yaklaşık 14.835, maksimum değerinin yaklaşık 15.868 ve minimum değerinin ise yaklaşık 13.281'dir.

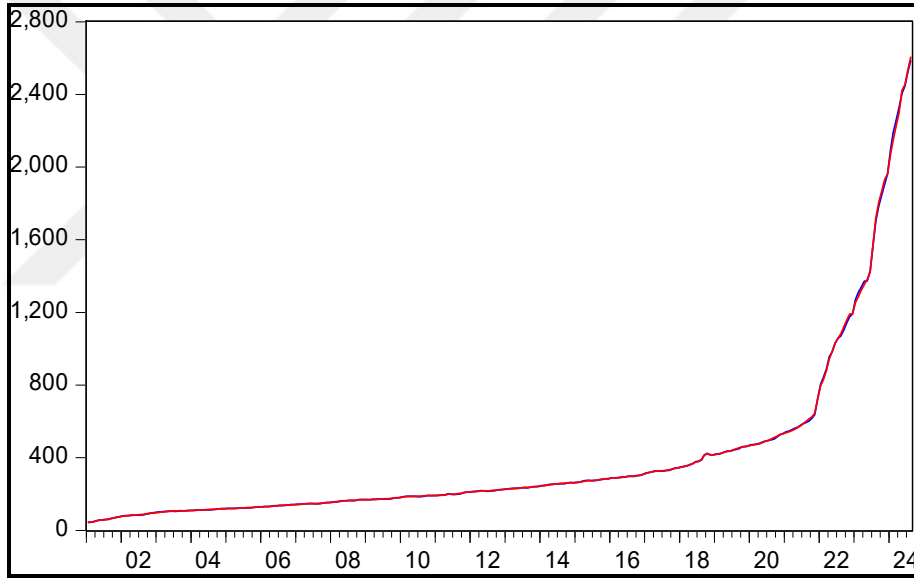
Grafik 3: Sanayi Üretim Endeksi (Y) ve Arındırılmış Serisi (2001 – 2024)



Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi arasında Türkiye'nin sanayi üretim endeksi ile mevsimsellikten arındırılmış serisi Grafik 3'te sunulmuştur. Mevsimsellikten arındırılmış seri, sanayi üretiminin uzun dönemli eğilimlerini daha net bir şekilde sunarken, orijinal seri yıl içindeki dönemsel dalgalanmaları da yansıtmaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenler arasında ekonomik

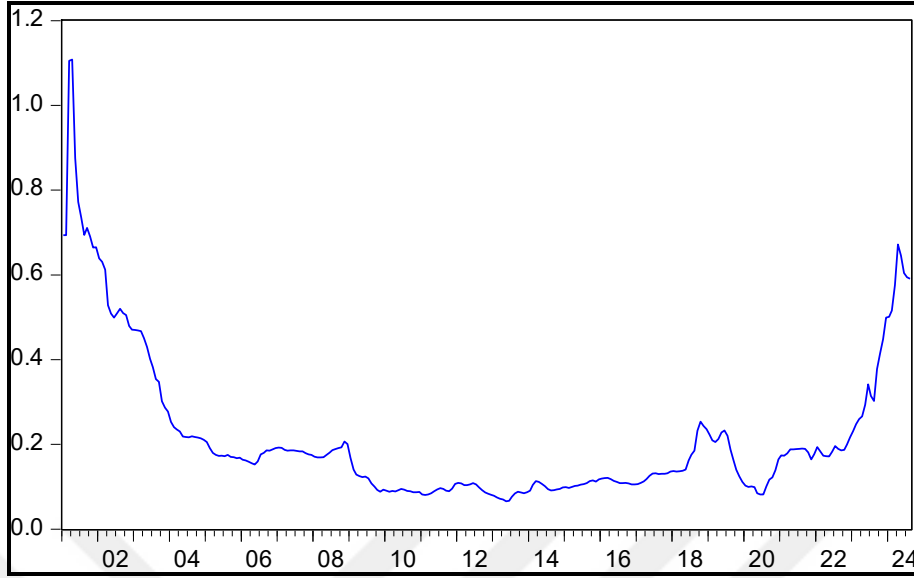
şoklara en belirgin tepkilerden birini sanayi üretim endeksinin verdiği görülmektedir. 2001 yılından sonra sanayi üretimi düşük seviyelerden başlayarak istikrarlı bir artış eğilimi göstermiş; ancak belirli ekonomik şoklar, bu eğilimde geçici düşüslere yol açmıştır. Örneğin, 2008'de yaşanan ani düşüş sonrası, sanayi üretimi hızla toparlanarak kriz öncesi seviyelere geri dönmüştür. Benzer bir durum, 2019-2020 döneminde de yaşanmıştır. Sanayi üretim endeksi, tüm bu keskin daralma dönemlerine rağmen uzun dönemli artış eğilimini korumuştur. Ancak 2020 sonrasında gerçekleşen dalgalanmaların diğer dönemlere kıyasla daha belirgin olduğu görülmektedir. Sanayi üretim endeksine ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde minimum değerin yaklaşık 26, maksimum değerin ise yaklaşık 122 olduğu tespit edilmiştir. Sanayi üretim endeksinin maksimum değeri ile minimum değerleri arasındaki oransal açıklığın yaklaşık 3.5 kat olduğu tespit edilmiştir. Sanayi üretim endeksi için hesaplanan oranın M1 ve M2'den çok daha düşük olması durumu, para arzındaki artışın üretime yansımadağını göstermektedir.

Grafik 4: Tüketici Fiyat Endeksi (P) ve Arındırılmış Serisi (2001 – 2024)



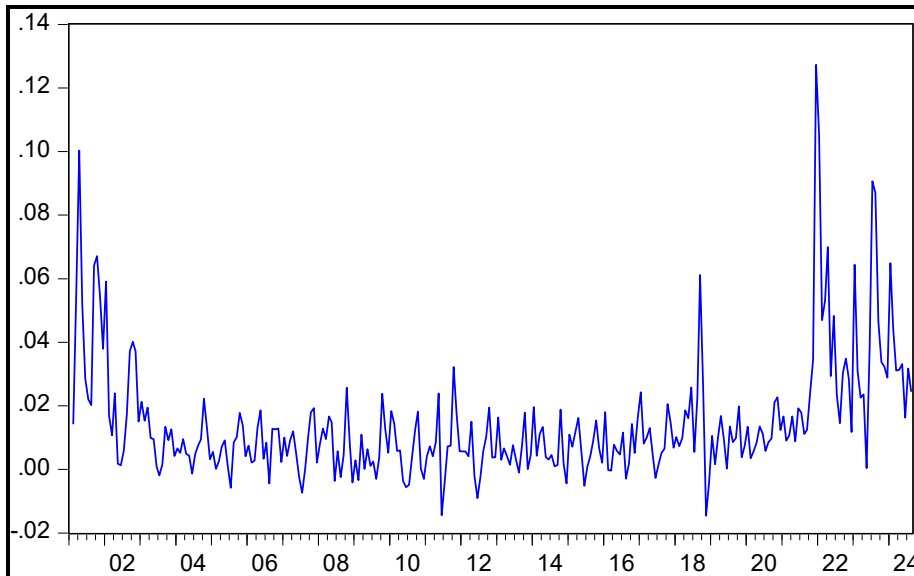
Grafik 4'te, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi arasında Türkiye'nin Tüketici Fiyat Endeksi (P) ve mevsimsellikten arındırılmış serisi verilmiştir. Tüketici Fiyat Endeksi'nin uzun dönemde pozitif yönlü bir trende sahip olduğu ve özellikle son yıllarda hızlı bir yükselişle bu artış eğiliminin hem orijinal seride hem de mevsimsellikten arındırılmış seride net bir şekilde sürdüğü görülmektedir. Tüketici fiyat endeksinin maksimum değerinin minimum değerinden 57 kat fazla olduğu ve diğer değişkenlere benzer şekilde 2022 yılı başından itibaren belirgin bir şekilde arttığı görülmektedir. Tüketici fiyat endeksine ait zaman seyri incelendiğinde son 2 yılda yaklaşık 3.5 kat arttığı hesaplanmıştır.

Grafik 5: 3 Aylık Mevduat Faiz Oranı (i) Serisi (2001 – 2024)



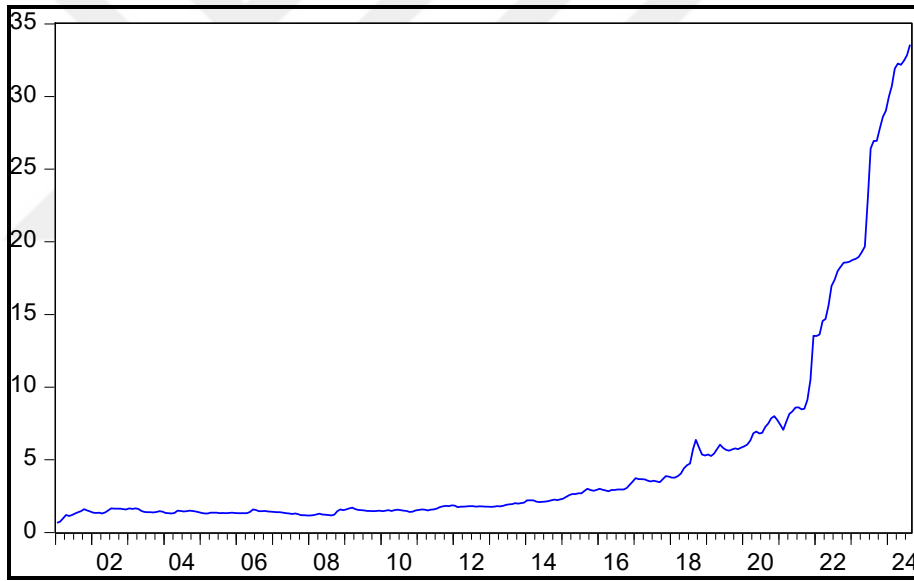
Türkiye’deki 3 aylık mevduat faiz oranının zaman seyri Grafik 5’te sunulmuştur. Faiz oranının zamanla yüksek seviyelerden düşmeye başladığı ve belirli dönemlerde yatay bir seyir izlediği görülmektedir. Tanımlayıcı istatistiklere göre, 3 aylık mevduat faiz oranı ortalama 0.216 değerine sahiptir ve standart sapması 0.177 olarak belirlenmiştir. Faiz oranları, maksimum 1.107 ve minimum 0.065 arasında değişim göstermektedir. 2001 yılı Nisan ayındaki zirve noktasından itibaren düşme eğilimi gösteren faiz oranı 2006 yılı Haziran ayındaki 0.161’lik değere kadar gerilemiştir. 2021 yılı itibarıyla faiz oranlarında yeniden bir artış eğilimi başlamış ve belirgin bir yükseliş gözlemlenmiştir. Bu değişimler, faiz oranlarının zaman içinde sınırlı dalgalanmalar sergilediğini, ancak belirli dönemlerde artış eğilimine açık olduğunu göstermektedir.

Grafik 6: Enflasyon Oranı (π) Serisi (2001 – 2024)



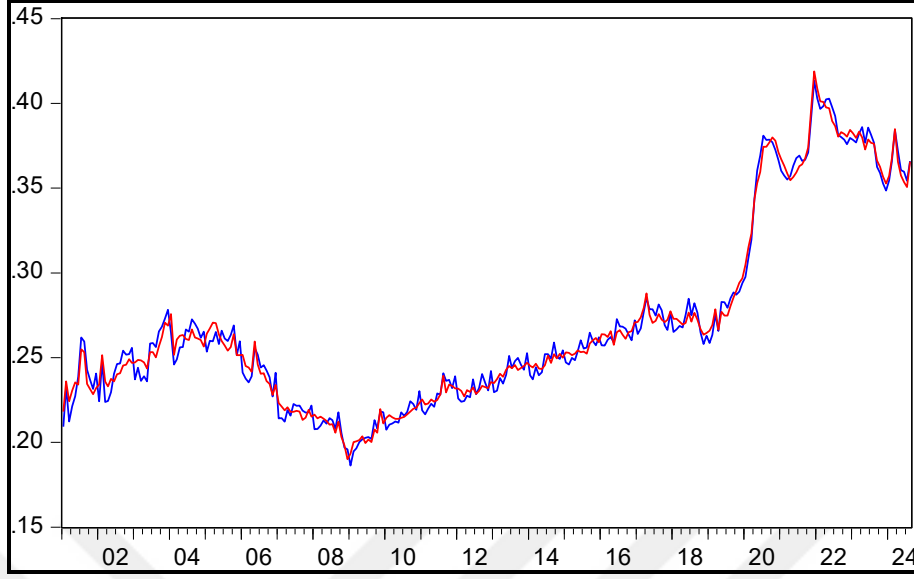
Grafik 6' da, Türkiye ekonomisinde tüketici fiyat endeksi kullanılarak elde edilen Ocak 2001-Ağustos 2024 dönemine ait aylık enflasyon oranlarının dalgalı seyri görülmektedir. Şubat 2001'de %1.4 civarında olan enflasyon oranının yaklaşık 6 kat artarak Mart 2001'de %10 civarına yükseldiği görülmektedir. Enflasyon oranındaki bu keskin artışın özellikle literatürde Şubat 2001 krizi olarak adlandırılan dönemde meydana gelmesi dikkat çekicidir. Bu dönemden sonra özellikle 2003 – 2017 yılları arasında enflasyon oranının görece istikrarlı bir yapı sergilediği görülmektedir. Ancak Eylül 2018'de enflasyon oranının yaklaşık %6'ya ulaşarak keskin şekilde arttığı ve görece istikrarlı yapının bozulduğu tespit edilmiştir. Ocak 2001-Ağustos 2024 döneminde ortalama %1.43 olan enflasyon oranının standart sapması yaklaşık %1.8'lik bir değer olarak gerçekleşmiş ve söz konusu dönemde oldukça dalgalı bir yapı sergilemiştir. Özellikle Aralık 2021 itibariyle son dönemde bu dalgalı seyrin diğer dönemlere kıyasla daha belirgin bir yapı sergilediği görülmektedir. Ayrıca bu dönemde enflasyon yaklaşık %12.7'lik değeri ile Aralık 2021'de tarihi yüksek seviyesine ulaşmıştır.

Grafik 7: Dolar Kuru (ex) Serisi (2001 – 2024)



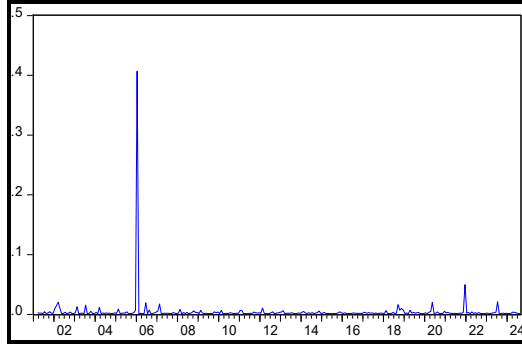
Grafik 7'de, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi arasında Türkiye'deki dolar kuru serisi sunulmaktadır. Grafik 7 incelendiğinde, 2002 – 2013 dönemi boyunca görece yatay bir seyir izleyen dolar kurunun, son yıllarda belirgin bir artış eğilimine girdiği dikkat çekmektedir. Özellikle 2021 itibarıyla hızlanan bu yükselişin, dolar kurunu zirvelere taşıdığı gözlenmiştir. Tablo 1'deki bulgular incelendiğinde dolar kurunun dönem ortalamasının 5.02, maksimum değerinin 33.56 ve minimum değerinin 0.67 olduğu görülmektedir.

Grafik 8: Finansal İnovasyon (fi) ve Arındırılmış Serisi (2001 – 2024)

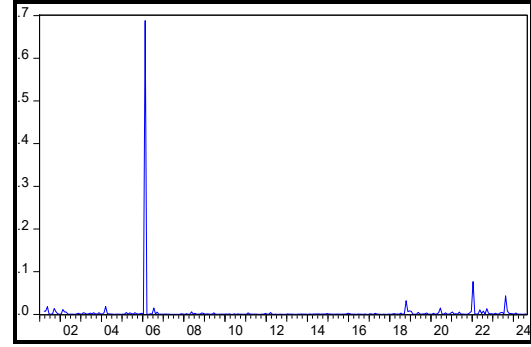


Grafik 8’de, finansal inovasyonu temsil eden $M1/M2$ oranı ve bu oranın mevsimsellikten arındırılmış serisi gösterilmektedir. 2001-2008 döneminde $M1/M2$ oranında hafif dalgalanmalar gözlenmiş ancak genel olarak düşüş eğilimini korumuştur. 2008 yılı sonrasında 2018 yılına kadar istikrarlı bir şekil artan finansal inovasyon göstergesi 2019-2021 yılları arasında keskin bir artış yaşamıştır.

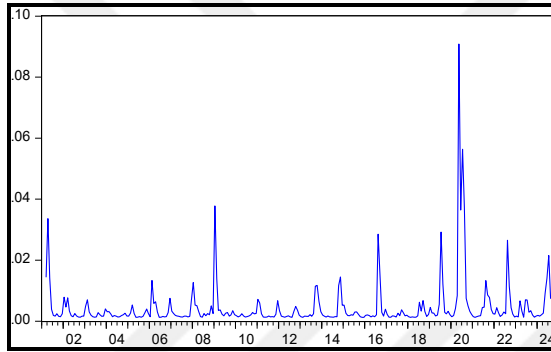
Grafik 9: Nominal M1 Oynaklık (σ_{M1}) Serisi (2001 – 2024)



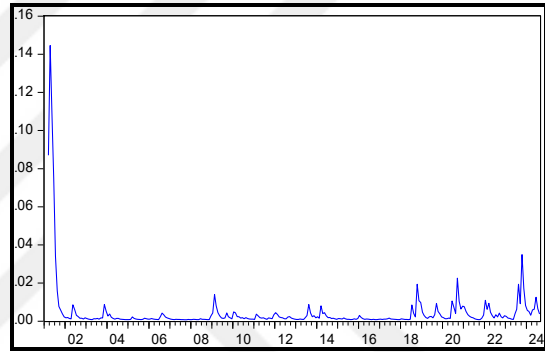
Grafik 10: Nominal M2 Oynaklık (σ_{M2}) Serisi (2001 – 2024)



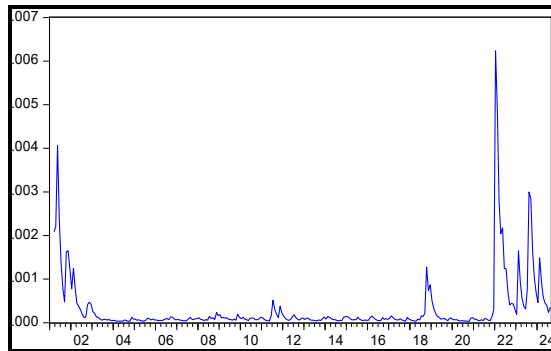
Grafik 11: Sanayi Üretim Endeksi Oynaklık (σ_Y) Serisi (2001 – 2024)



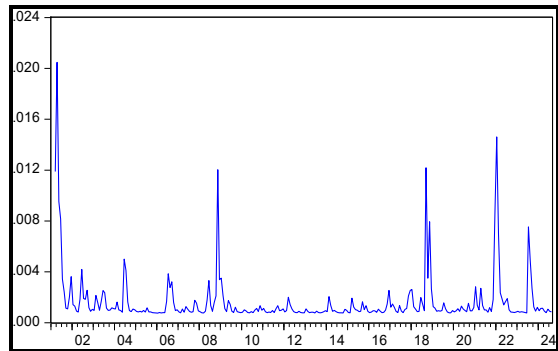
Grafik 12: Faiz Oranı Oynaklık (σ_i) Serisi (2001 – 2024)



Grafik 13: Tüketici Fiyat Endeksi Oynaklık (σ_P) Serisi (2001 – 2024)



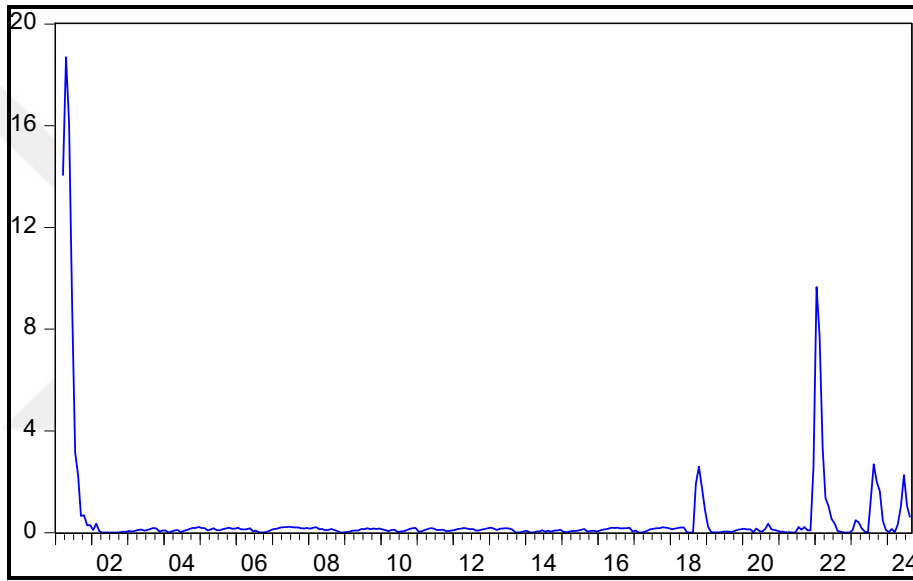
Grafik 14: Dolar Kuru Oynaklık (σ_{ex}) Serisi (2001 – 2024)



Grafik 9, 10, 11, 12, 13 ve 14’te, para talebinin temel belirleyicilerinin oynaklık serileri sunulmuştur. Grafik 9 ve 10’daki nominal M1 ve M2 parasal büyüklüklerine yönelik oynaklık serileri incelendiğinde benzer davranışa sahip oldukları görülmektedir. Her iki parasal oynaklık serisinin de 2006 yılında maksimum seviyelerine ulaştığı (σ_{M1} için 0.406, σ_{M2} için 0.687) ve 2006 – 2018 dönemi arasında görece durağan bir yapı sergiledikleri tespit edilmiştir. Grafik 11’deki, sanayi üretim endeksi oynaklığı serisinde, belirgin dalgalanmalar yaşandığı görülmektedir. Özellikle belirli dönemlerde (2019-2020 dönemi) yüksek seviyelere ulaşan sanayi üretim endeksi

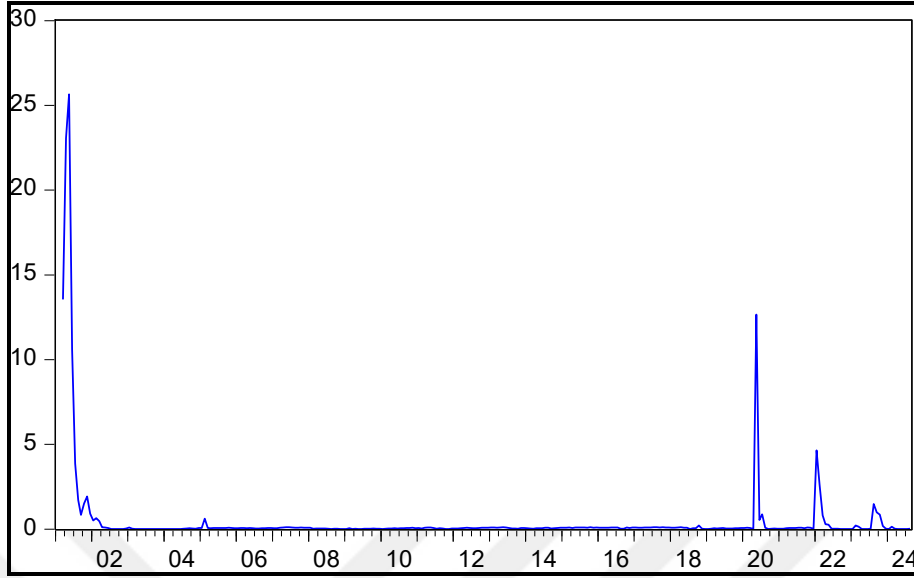
oynaklığı, ekonomik aktivite ve büyüme üzerindeki belirsizliklerin etkisini yansıtmaktadır. Grafik 12'deki faiz oranı oynaklığı ise başlangıçta yüksek dalgalanmalar sergilemiş, ancak ilerleyen yıllarda bu dalgalanmalar azalarak daha düşük seviyelerde seyretmiştir. Bu durum, faiz oranlarının zamanla daha istikrarlı hale geldiğini göstermektedir. Ancak 2018 itibarıyla oynaklık serisinin tekrar dalgalanmaya başladığı görülmektedir. Grafik 13'teki fiyat endeksi oynaklığının nispeten düşük seviyelerde dalgalandığı, ancak bazı dönemlerde ani artışlar sergilediği görülmektedir. Özellikle 2022-2024 döneminde oynaklığın arttığı ve sıklaştığı tespit edilmiştir. Grafik 14'deki dolar kuru oynaklığı ise sanayi üretim endeksi oynaklığı serisine benzer şekilde sürekli ve belirgin zirveler yapmıştır.

Grafik 15: Türk Lirası Belirsizlik Endeksi Serisi (2001 – 2024)



Grafik 15'te, Türk Lirası Belirsizlik Endeksi'nin zaman seyri görülmektedir. Grafik 15 incelendiğinde, Türk Lirası üzerindeki belirsizliklerin yoğunlaştığı önemli kırılma dönemlerinin olduğu görülmektedir. Endeks, 2001-2002 arasında yüksek seviyelerde başlarken zamanla düşüş eğilimi göstermiştir. 2003-2017 döneminde endeks nispeten yatay bir seyir izlemiş ve düşük seviyelerde dalgalanmıştır. Ancak 2018 sonrası dönemde belirgin bir artış gözlenmiş, endeksin seviyelerinde ani ve keskin dalgalanmaların sıklığı dikkat çekici şekilde artmıştır. Özellikle bu dönemde görülen yükselişler maksimum değeri olan 3.107'ye yaklaşırken, oynaklığın şiddetli ve düzensiz bir biçimde gerçekleştiği anlaşılmaktadır. Tanımlayıcı istatistiklere göre endeksin ortalaması -0.038, standart sapması 0.565, minimum değeri ise -0.482 olarak hesaplanmıştır.

Grafik 16: Makroekonomik Belirsizlik Endeksi Serisi (2001 – 2024)



Grafik 16’da sunulan Makroekonomik Belirsizlik Endeksi (σ_{ME}), Türkiye ekonomisindeki genel belirsizlik seviyesini yansıtmaktadır. Endeksin hesaplanmasında sanayi üretim endeksi, BIST 100 endeksi, enflasyon ve faiz oranlarındaki oynaklıklar dikkate alınmıştır. Grafik 16’da σ_{ME} ’nin, özellikle 2001 yılı başlarında yüksek bir seviyeyle başladığı görülmektedir. Makroekonomik Belirsizlik Endeksi’nin 2018-2024 döneminde diğer ekonomik değişkenlerle benzer bir yapı sergilediği görülmektedir. Bu durum, endeksin ekonomik dalgalanmalara ve dış şoklara duyarlılığını göstermekte ve Türkiye ekonomisinin kırılganlıklarını ortaya koyması açısından analizlerimizde endeksi kullanılabilir bir ölçüt olarak öne çıkarmaktadır.

4.2. Birim Kök Test Sonuçları

Bu çalışma kapsamında, analiz edilen değişkenlerin durağanlık durumlarını belirlemek amacıyla ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. Bu testler, değişkenlerin zaman serisi özelliklerini değerlendirerek uzun dönem denge ilişkilerinin incelenmesine olanak tanımaktadır. Analiz sonuçları ile değişkenlerin seviyesinde ve birinci farkında durağanlık durumlarının belirlenmesi amaçlanmaktadır. Bu doğrultuda, ilgili testlerin sonuçları düzey değerleri $I(0)$ için Tablo 4’te ve birinci devresel fark değerleri $I(1)$ için ise Tablo 5’te detaylı bir şekilde sunulmaktadır.

Tablo 4: Değişkenlerin Düzey Değerleri I(0) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF – t istatistikleri			PP – t istatistikleri		
	Sabitsiz- Trendsiz	Sabitli	Sabitli- Trendli	Sabitsiz- Trendsiz	Sabitli	Sabitli- Trendli
<i>LRM1</i>	3.314	-1.187	-1.759	3.210	-1.179	-1.996
<i>LRM2</i>	3.148	-1.543	-0.785	2.941	-1.508	-0.904
<i>LY</i>	2.268	-1.341	-4.298***	4.104	-1.307	-10.345***
<i>i</i>	-2.997***	-4.117***	-3.379*	-1.408	-1.997	-0.824
π	-2.403**	-3.280**	-4.421***	-5.265***	-7.524***	-7.443***
<i>Lex</i>	4.514	2.659	0.341	4.214	1.839	0.321
<i>fi</i>	-1.264	-0.372	-1.463	-1.402	-0.504	-1.470
σ_{M1}	-16.152***	-16.688***	-16.729***	-16.209***	-16.688***	-16.729***
σ_{M2}	-16.643***	-16.826***	-16.832***	-16.644***	-16.826***	-16.832***
σ_Y	-6.420***	-7.641***	-9.790***	-8.152***	-9.680***	-9.644***
σ_i	-19.72***	-20.744***	-20.565***	-7.441***	-9.601***	-12.182***
σ_P	-6.053***	-6.613***	-6.727***	-5.734***	-6.334***	-6.3709***
σ_{ex}	-8.455***	-9.205***	-9.170***	-6.860***	-8.586***	-8.537***
σ_{TL}	-12.465***	-10.139***	-10.413***	-8.962***	-9.574***	-12.482***
σ_{ME}	-7.454***	-7.473***	-7.414***	-7.471***	-7.745***	-7.291***

Not: ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 5: Değişkenlerin Birinci Devresel Fark Değerleri I(1) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF – t istatistikleri			PP – t istatistikleri		
	Sabitsiz- Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitsiz- Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
$\Delta LRM1$	-18.193***	-18.920***	-18.914***	-18.465***	-18.781***	-18.774***
$\Delta LRM2$	-16.750***	-17.311***	-17.372***	-17.189***	-17.361***	-17.399***
ΔLY	-17.699***	-18.010***	-18.003***	-38.279***	-48.941***	-49.443***
Δi	-4.496***	-4.464***	-5.213***	-13.510***	-13.482***	-14.365***
$\Delta \pi$	-12.981***	-12.958***	-12.966***	-40.052***	-39.785***	-45.689***
ΔLr	-8.733***	-12.271***	-12.723***	-10.035***	-10.455***	-10.287***
Δfi	-19.648***	-19.703***	-19.707***	-19.596***	-19.711***	-19.808***
$\Delta \sigma_{M1}$	-11.687***	-11.666***	-11.644***	-179.12***	-178.78***	-177.96***
$\Delta \sigma_{M2}$	-12.835***	-12.812***	-12.788***	-229.42***	-229.76***	-229.09***
$\Delta \sigma_Y$	-10.770***	-10.749***	-10.734***	-48.871***	-48.658***	-49.966***
$\Delta \sigma_i$	-19.576***	-19.680***	-20.081***	-18.853***	-18.904***	-19.115***
$\Delta \sigma_P$	-15.824***	-15.811***	-15.834***	-31.071***	-30.927***	-36.676***
$\Delta \sigma_{ex}$	-12.355***	-12.337***	-12.318***	-25.694***	-25.751***	-26.069***
$\Delta \sigma_{TL}$	-10.007***	-9.9745***	-8.3044***	-12.231***	-12.268***	-12.390***
$\Delta \sigma_{ME}$	-10.216***	-10.188***	-10.135***	-19.698***	-19.790***	-19.989***

Not: ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Δ sembolü değişkenlere ait birinci devresel farkı göstermektedir.

ADF ve PP birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar, analiz edilen değişkenlerin durağanlık düzeyleri açısından önemli bilgiler sağlamaktadır. Enflasyon oranı ve belirsizlik göstergeleri (σ_{M1} , σ_{M2} , σ_Y , σ_i , σ_P , σ_{ex} , σ_{TL} , σ_{ME}), hem ADF hem de PP testlerinde sabitsiz-trendsiz, sabitli ve sabitli-trendli tüm spesifikasyonlar kapsamında I(0) düzeyinde durağan bulunmuştur. Özellikle, belirsizlik göstergelerinin tamamı her iki testte de anlamlı ve tutarlı sonuçlar ortaya koymuştur.

Sanayi üretim endeksi, ADF ve PP testlerinde sadece sabit-trendli model kapsamında I(0) düzeyinde durağan bulunmuştur. ADF testinde t-istatistiği - 4.298, PP testinde ise - 10.345 olarak hesaplanmış ve her iki sonuç da %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Faiz oranı ise yalnızca ADF testinde, sabitsiz-trendsiz (-2.997), sabitli (-4.117) ve sabitli-trendli (-3.379) tüm spesifikasyonlarda I(0) düzeyinde, ancak PP testinde ise bu değişkenin I(1) düzeyinde durağan olduğu bulunmuştur. Diğer değişkenlerden reel M1, reel M2, dolar kuru ve finansal inovasyon her iki testte de I(1)'de durağan olarak saptanmıştır.

4.3. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Türkiye'nin belirsizlik koşulları altındaki para talebi ilk olarak Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için ardından Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi için incelenmiştir. Bu ayrımın temel amacı belirsizlik koşullarının para talebine etkisinin dönemsel farklılıklar taşıyıp taşımadığını ortaya çıkarmaktır. Bu doğrultuda her iki dönem için Model A, B, C ve D'ye ait bulgular sırasıyla ARDL ve NARDL yöntemlerine göre raporlanmıştır. Kurulan tüm ana modeller için her iki dönemde de sınır testine ait F-istatistiği değerlerinin tablo üst kritik değerlerinden¹⁷ büyük olduğu saptanmıştır.

4.3.1. Ocak 2001 –Ağustos 2024 Dönemine Ait Sonuçlar

Çalışmanın bu bölümünde, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemine ait Model A, B, C ve D para talebi modelleri kullanılarak elde edilen eşbütünleşme sonuçları incelenmiştir. Hem doğrusal hem de doğrusal olmayan uzun dönem ilişkilerin tespiti için ARDL ve NARDL yöntemleri uygulanmıştır. Optimal gecikme uzunlukları, eşbütünleşme analizinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC)'ne dayalı olarak belirlenmiştir.

Elde edilen uzun dönem katsayıları ve tanısallık test istatistikleri, belirsizlik serilerinin dahil edildiği alt modeller (1'den 7'ye kadar) itibarıyla detaylı olarak sunulmuştur. Model kararlılıkları CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile değerlendirilmiştir. Ayrıca, tüm modeller için hata düzeltme

¹⁷ Model A ve C için (Ocak 2001 - Ağustos 2024 ve Ocak 2008 – Aralık 2020) hesaplanan F-istatistiklerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 2.2, 2.56 ve 3.29 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 3.09, 3.49 ve 4.37'dir. Model B ve D için (Ocak 2001 - Ağustos 2024 ve Ocak 2008 – Aralık 2020) hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 2.08, 2.39 ve 3.06 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 3, 3.38 ve 4.15'dir.

katsayıları hesaplanmış ve analiz sonuçları raporlanmıştır. Tanısal test sonuçlarına göre, Breusch-Godfrey LM testi otokorelasyon sorununu, Breusch-Pagan-Godfrey testi ise değişen varyans problemini işaret etmemektedir. Ayrıca, Ramsey RESET testi, modellerin doğru bir şekilde kurulduğunu teyit etmektedir. Ancak, yapısal kararlılık testlerinde CUSUM testinin istikrarlı sonuçlar vermesine rağmen CUSUMSQ testi, tüm modellerde istikrarsızlık sinyalleri göstermektedir. Ayrıca JB istatistiğine göre tüm modellerde normal dağılımın gerçekleşmediği tespit edilmiştir.

Tablo 6: Model-A ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model A</i>	<i>Model A.1</i>	<i>Model A.2</i>	<i>Model A.3</i>	<i>Model A.4</i>	<i>Model A.5</i>	<i>Model A.6</i>	<i>Model A.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	8.82***	6.150***	8.25***	7.78***	9.20***	8.01***	7.69***	8.04***
Model	[3,1,4,0,2]	[4,1,2,1,2,4]	[3,1,1,0,2,1]	[3,1,2,0,2,0]	[2,1,4,0,2,0]	[2,1,2,0,2,0]	[4,1,2,0,2,0]	[3,1,1,0,2,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	10.991*** (4.797)	10.922*** (4.833)	9.590*** (5.290)	11.350*** (4.910)	11.904*** (4.683)	12.371*** (3.491)	10.671*** (4.540)	10.880*** (5.573)
LY	0.647 (1.158)	0.647 (1.169)	0.980** (2.210)	0.560 (0.990)	0.428 (0.692)	0.370 (0.439)	0.723 (1.259)	0.671 (1.410)
i	-2.773*** (-3.264)	-2.461*** (-3.083)	-2.050*** (-3.290)	-2.640** (-3.280)	-3.123*** (-3.303)	-2.527** (-2.337)	-2.530*** (-2.972)	-2.533*** (-3.676)
π	-13.212** (-2.334)	-17.642** (-2.495)	-9.890** (-2.230)	-13.250** (-2.290)	-10.338* (-1.884)	-16.652* (-1.890)	-11.567** (-2.075)	-11.760** (-2.473)
Lex	0.733*** (3.101)	0.757*** (3.165)	0.490*** (2.760)	0.690*** (3.070)	0.829*** (3.095)	0.658** (2.146)	0.688*** (2.879)	0.644*** (3.400)
σ	-	5.373 (1.022)	13.890** (2.190)	1.230 (0.180)	-188.825 (-1.466)	-59.813 (-1.048)	-0.117 (-1.515)	0.044 (1.622)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.049*** (-7.342)	-0.048*** (-6.637)	-0.059*** (-7.684)	-0.050*** (-7.465)	-0.047*** (-8.118)	-0.035*** (-7.570)	-0.046*** (-7.421)	-0.057*** (-7.586)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	25449	24808	22369	22628	26486	22397	28915	22144
LM	0.691	0.884	0.485	0.216	0.305	0.445	0.254	0.086
BPG	0.868	0.777	0.831	0.825	0.959	0.927	0.953	0.738
RESET	0.537	0.296	0.901	0.205	0.418	0.067	0.305	0.275
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 12, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 29'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 2.08, 2.39 ve 3.06 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 3, 3.38 ve 4.15'dir.

Tablo 6’da Model A ve belirsizlik serileri kullanılarak oluşturulan alt modeller için ARDL yöntemi neticesinde elde edilen test sonuçları raporlanmıştır. Tüm modellerde yapılan sınır testi sonuçları, eşbütünleşme ilişkisi olduğunu doğrulamaktadır. Model A’daki tahmin sonuçlarına göre, faiz oranı ve enflasyon değişkenleri, reel M1 üzerinde sırasıyla -2.77 ve -13.21’lik katsayı değerleriyle negatif yönlü ve istatistiksel bakımdan anlamlı etkiye sahiptirler. Öte yandan, dolar kuru 0.73 katsayısı ile pozitif ve istatistiksel olarak en az %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Sanayi üretim endeksi değişkeni ise istatistiksel olarak anlamlı bir etki göstermemektedir. Model A’nın alt modellerinde belirsizlik değişkenlerinin etkileri incelenmiştir. Bu modellerde faiz oranı ve enflasyon oranı katsayılarının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkisi korunurken, dolar kurunun katsayısı tüm modellerde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı kalmıştır. Ayrıca, Model A.2’deki gelir belirsizliğini temsilen oluşturulan sanayi üretim endeksi oynaklığı değişkeninin katsayısı 13.89 değeriyle istatistiksel olarak en az %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Diğer alt modellerde ise belirsizlik serilerinin para talebi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkisinin olmadığı gözlemlenmiştir. EK 12’deki hata düzeltme modeline ait sonuçlar incelendiğinde ise sadece Model A.1’deki nominal M1 oynaklığı katsayısı en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli bulunmuştur. Elde edilen bulgular doğrultusunda Türkiye için Friedman’ın Parasal Oynaklık Hipotezi’nin uzun dönemde sadece gelir belirsizliği üzerinden desteklendiği, kısa dönemde ise nominal M1 oynaklığına göre söz konusu hipotezin aksi yönde bir ilişki olduğu görülmüştür.

Tablo 7: Model-A NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, σ⁺, σ⁻)</i>								
<i>Model A</i>	<i>Model A.1</i>	<i>Model A.2</i>	<i>Model A.3</i>	<i>Model A.4</i>	<i>Model A.5</i>	<i>Model A.6</i>	<i>Model A.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	8.82***	6.02***	7.43***	6.78***	8.03***	8.99***	6.98***	8.27***
Model	[3,1,4,0,2]	[4,1,2,1,2,2,4]	[3,1,1,0,2,0,0]	[3,1,4,0,2,0,0]	[2,1,4,0,2,0,4]	[2,1,2,0,2,0,1]	[2,1,4,0,2,0,4]	[2,1,1,0,4,0,2]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	10.991*** (4.797)	12.359 (1.597)	9.360*** (7.020)	10.480*** (5.250)	11.703*** (4.816)	11.718*** (4.126)	9.449*** (3.209)	12.352*** (4.810)
LY	0.647 (1.158)	0.766 (0.497)	0.990*** (2.990)	0.570 (1.150)	0.357 (0.584)	0.276 (0.392)	0.412 (0.575)	0.389 (0.657)
i	-2.773*** (-3.264)	-5.400 (-0.722)	-1.450*** (-2.870)	-2.380*** (-3.280)	-3.016*** (-3.374)	-3.375** (-2.234)	-3.284*** (-2.972)	-3.125*** (-3.571)
π	-13.212** (-2.334)	-54.967 (-0.627)	-7.790** (-2.380)	-10.870* (-2.190)	-7.912 (-1.501)	-12.291* (-1.786)	-6.722 (-1.177)	-9.448** (-2.143)
Lex	0.733*** (3.101)	1.564 (0.773)	0.110 (0.520)	0.350 (1.130)	0.843*** (2.704)	0.898 (1.615)	0.901** (2.233)	0.776** (2.561)
σ⁺	-	-173.974 (-0.554)	8.930** (2.200)	4.290 (0.460)	-139.543 (-1.064)	-94.052 (-1.528)	-0.185 (-1.540)	0.018 (0.358)
σ⁻	-	-170.981 (-0.555)	5.850 (1.340)	-2.530 (-0.280)	-161.887 (-1.176)	-90.651* (-1.652)	-0.181 (-1.500)	0.020 (0.408)
W_{LR}	-	1.592	2.791*	1.468	0.249	0.061	1.919	0.246
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.049*** (-7.342)	-0.017*** (-7.038)	-0.079*** (-7.812)	-0.056*** (-7.465)	-0.048*** (-8.123)	-0.044*** (-8.592)	-0.042*** (-7.577)	-0.057*** (-8.242)
W_{SR}	-	2.461	-	-	-	-	-	-
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	25449	23423	22650	25681	29276	24626	34012	26233
LM	0.691	0.944	0.139	0.666	0.292	0.780	0.388	0.549
BPG	0.868	0.471	0.841	0.934	0.995	0.917	0.987	0.981
RESET	0.537	0.826	0.892	0.402	0.374	0.223	0.435	0.376
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 13, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 29'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Tablo 7’de, Model A’nın alt modellerindeki belirsizlik değişkenlerinin pozitif ve negatif yönlü şokları kullanılarak çözümlenen NARDL yöntemine ait bulgular raporlanmış ve kurulan tüm modellerde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Model A.1’de uzun dönemde nominal M1 oynaklığına ait pozitif ve negatif şok katsayılarının negatif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamlı olmadıkları, Ek 13’teki bulgulara göre ise kısa dönemde nominal M1 oynaklığının pozitif şok katsayısının pozitif, negatif şok katsayısının negatif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları tespit edilmiştir.

Model A.2’deki, sanayi üretim endeksi oynaklığının pozitif şok katsayısı 8.93 olup %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna karşılık negatif şok katsayısı 5.85 olup istatistiksel olarak anlamlı değildir. Uzun dönem Wald istatistiğinin en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve sanayi üretim endeksi oynaklığı ile reel M1 arasında asimetrik bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ek 13’teki hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise sanayi üretim endeksi oynaklığına ait pozitif ve negatif şokların kısa dönemli herhangi bir etkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Model A.5’te, dolar kuru oynaklık serisine ait pozitif şok katsayısı -94.052 olarak tahmin edilmiş ancak istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Buna karşın negatif şok katsayısı -90.651 olup en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bulgu, dolar kuru oynaklığındaki negatif şokların para talebini azaltıcı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Model A.5’e ait uzun dönem asimetrik ilişkinin sınanması için hesaplanan Wald test istatistiğine göre ise herhangi bir asimetrik ilişki yoktur. Model A.6’ya ait sonuçlar incelendiğinde ise uzun dönemde Türk Lirası belirsizlik endeksinin istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı, kısa dönemde ise negatif şok katsayısının en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli olduğu tespit edilmiştir.

Ancak, oluşturulan tüm modeller için CUSUM testleri modellerin yapısal olarak istikrarlı olduğunu gösterirken CUSUMSQ testleri yapısal kararlılıkta istikrarsızlık sinyalleri vermektedir. Ayrıca Breusch-Godfrey LM testi otokorelasyon olmadığını, Breusch-Pagan-Godfrey testi ise değişen varyans sorununun bulunmadığını gösterirken Jarque-Bera testlerine göre hata terimlerinin normal dağılım sergilemediği görülmektedir. Aynı zamanda bu tanısal test sonuçlarının simetrik ARDL modeli ile elde edilen sonuçlarla benzer olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 8: Model-B ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lr, fi, σ)</i>								
<i>Model B</i>	<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	7.94***	10.01***	7.61***	7.26***	7.39***	7.04***	6.81***	7.26***
Model	[2,0,0,0,4,1]	[2,0,1,0,4,2,0]	[2,1,0,0,4,1,1]	[2,0,1,0,4,1,0]	[2,0,1,0,4,1,0]	[2,0,1,0,2,1,0]	[2,1,1,0,2,1,0]	[2,0,1,0,4,1,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.023*** (3.139)	12.100*** (5.076)	9.370*** (4.390)	12.520*** (3.690)	12.584*** (3.748)	11.125*** (2.686)	9.535*** (3.559)	12.537*** (3.664)
LY	0.350 (0.390)	0.244 (0.415)	0.920* (1.760)	0.062 (0.070)	0.031 (0.037)	0.298 (0.279)	0.788 (1.213)	0.051 (0.059)
i	-2.744** (-2.200)	-3.380*** (-3.627)	-2.160*** (-2.960)	-3.520*** (-2.650)	-3.553*** (-2.695)	-2.655* (-1.858)	-2.268** (-2.517)	-3.563*** (-2.621)
π	-19.039* (-1.751)	-11.285** (-2.085)	-7.410 (-1.560)	-14.270 (-1.640)	-11.874 (-1.542)	-18.673 (-1.459)	-14.037* (-1.915)	-14.241 (-1.641)
Lex	0.283 (0.789)	0.640** (2.555)	0.320 (1.400)	0.620* (1.820)	0.631* (1.861)	0.149 (0.338)	0.242 (0.789)	0.617* (1.789)
fi	7.040 (1.337)	3.006 (1.091)	2.730 (1.060)	4.950 (1.140)	5.158 (1.207)	8.682 (1.241)	5.087 (1.324)	5.099 (1.120)
σ	-	12.744*** (2.723)	15.870** (2.120)	-3.540 (-0.250)	-143.761 (-0.858)	-112.528 (-1.163)	0.023 (0.496)	-0.018 (-0.263)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.027*** (-7.379)	-0.042*** (-9.067)	-0.047*** (-7.905)	-0.031*** (-7.725)	-0.032*** (-7.791)	-0.023*** (-7.604)	-0.037*** (-7.480)	-0.032*** (-7.726)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	33431	39550	34941	36991	36722	32416	32879	37328
LM	0.805	0.906	0.809	0.779	0.803	0.761	0.722	0.773
BPG	0.664	0.337	0.833	0.799	0.809	0.678	0.681	0.805
RESET	0.463	0.517	0.499	0.253	0.275	0.463	0.367	0.317
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 14, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 30'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Tablo 8'deki finansal inovasyon değişkeninin eklenmesiyle oluşturulan Model B ve alt modellerinin tamamında sınır testi sonuçlarına göre en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme ilişkilerinin olduğu görülmektedir. Model B'de, Model A'daki katsayıların belirgin şekilde değiştiği tespit edilmiştir. Şöyle ki, sanayi üretim endeksi ve dolar kuru katsayıları önemli

ölçüde azalmış ve istatistiksel anlamlılığını kaybetmiş, faiz oranı katsayısı mutlak değer olarak istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyini korumuş ve enflasyon oranı katsayısı ise mutlak değer olarak artmış ancak anlamlılık düzeyi %5'ten %10'a gerilemiştir. Ayrıca finansal inovasyonun katsayısı pozitif olmakla birlikte ana model ve tüm alt modellerde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Model B.1'de nominal M1 para arzı oynaklığına ilişkin belirsizlik katsayısı 12.74 olup %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ancak Ek 14'teki hata düzeltme modeli sonuçlarına göre kısa dönemli herhangi ilişki tespit edilememiştir. Benzer şekilde Model B.2'de sanayi üretim endeksi oynaklığına ilişkin belirsizlik katsayısı 15.87 olup en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bulgular ışığında Türkiye için Parasal Oynaklık Hipotezi'nin nominal M1 oynaklığı üzerinden ve sanayi üretim endeksi oynaklığı üzerinden geçerli olabileceği, ancak hipotezin geçerliliğine yönelik kısa dönemde herhangi bir kanıtın olmadığı tespit edilmiştir.

Tablo 9: Model-B NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ⁺, σ⁻)</i>								
<i>Model B</i>	<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	7.94***	9.14***	6.95***	6.51***	7.05***	7.13***	6.76***	6.54***
Model	[2,0,0,0,4,1]	[2,0,1,0,4,2,0,0]	[2,1,1,0,2,1,0,0]	[2,1,1,0,2,1,1,0]	[2,1,1,0,2,1,0,0]	[2,0,1,0,2,1,0,0]	[2,1,1,0,2,1,0,0]	[2,0,1,0,2,1,0,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.023*** (3.139)	21.676 (0.673)	9.210*** (5.850)	8.906*** (3.512)	9.200*** (3.444)	9.811*** (3.365)	8.973*** (2.872)	11.752*** (3.793)
LY	0.350 (0.390)	-0.691 (-0.171)	0.980** (2.550)	0.621 (1.157)	0.704 (1.085)	0.399 (0.560)	0.794 (1.201)	0.288 (0.375)
i	-2.744** (-2.200)	-12.695 (-0.431)	-1.770*** (-2.690)	-2.327*** (-2.985)	-2.618*** (-2.748)	-2.560* (-1.692)	-2.503*** (-2.656)	-3.154*** (-2.739)
π	-19.039* (-1.751)	-39.698 (-0.423)	-7.080* (-1.750)	-10.241* (-1.850)	-9.756 (-1.554)	-11.759 (-1.569)	-12.030* (-1.793)	-14.020* (-1.790)
Lex	0.283 (0.789)	2.496 (0.429)	0.130 (0.530)	0.123 (0.336)	0.201 (0.462)	0.196 (0.318)	0.290 (0.650)	0.547 (1.586)
fi	7.040 (1.337)	-1.897 (-0.118)	1.650 (0.770)	3.513 (1.298)	5.622 (1.377)	5.418 (1.381)	4.783 (1.259)	4.867 (1.047)
σ⁺	-	45.339 (0.429)	7.730 (1.630)	-5.934 (-0.371)	-186.228 (-1.258)	-86.254 (-1.307)	-0.039 (-0.603)	-0.004 (-0.068)
σ⁻	-	51.720 (0.414)	5.710 (1.140)	-11.996 (-0.773)	-215.645 (-1.304)	-93.165 (-1.516)	-0.041 (-0.642)	0.005 (0.123)
W_{LR}	-	1.900	0.725	0.969	0.295	0.133	0.013	0.622
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.027*** (-7.379)	-0.011*** (-9.206)	-0.062*** (-8.030)	-0.047*** (-7.773)	-0.037*** (-8.087)	-0.034*** (-8.133)	-0.038*** (-7.920)	-0.036*** (-7.788)
W_{SR}	-	-	-	0.160	-	-	-	-
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	33431	35262	34562	35632	34324	35057	49842	33499
LM	0.805	0.889	0.800	0.725	0.915	0.869	0.652	0.828
BPG	0.664	0.126	0.771	0.857	0.793	0.756	0.951	0.688
RESET	0.463	0.358	0.213	0.428	0.473	0.318	0.116	0.403
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 15, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 30'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.92, 2.17 ve 2.73 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.89, 3.21 ve 3.9'dur.

Tablo 9'daki bulgular incelendiğinde sınır testi sonuçlarına göre tüm modellerde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Nominal M1 para arzı ile sanayi üretim endeksi oynaklığı serilerinde pozitif ve negatif şok katsayıları pozitif işaretli, diğer oynaklık serilerinde ise her iki şok katsayısı negatif işaretli olarak tahmin edilmiştir. Ancak tüm bu katsayılar istatistiksel olarak anlamsızdır. Ayrıca Model A.2 ve A.7'deki sanayi üretim endeksi oynaklığı ile makroekonomik belirsizlik endeksi serilerinin reel M1 üzerindeki asimetric etkilerinin, finansal inovasyonun eklenmesiyle Model B.2 ve B.7'de kaybolduğu gözlemlenmiştir. Ek 15'teki hata düzeltme modeli sonuçları incelendiğinde ise sadece Model B.6'daki kısa dönemli Türk Lirası belirsizlik endeksine ait pozitif şok katsayısının -0.05'lik değeri ile negatif şok katsayısının ise 0.06'lık değeri ile en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları belirlenmiştir.



Tablo 10: Model-C ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model C</i>	<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	11.62***	9.93***	10.09***	9.46***	9.93***	10.39***	9.93***	10.06***
Model	[2,1,0,0,4]	[2,1,0,0,4,0]	[2,1,0,4,0,0]	[2,1,0,0,4,0]	[2,1,0,0,4,0]	[2,0,1,0,4,0]	[2,1,0,0,4,0]	[2,1,0,0,4,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	12.099*** (5.234)	12.918*** (5.162)	12.020*** (5.130)	12.920*** (5.270)	12.915*** (5.182)	13.029*** (5.200)	12.898*** (5.150)	12.829*** (5.435)
LY	0.776 (1.374)	0.571 (0.935)	0.780 (1.370)	0.570 (0.950)	0.572 (0.940)	0.564 (0.927)	0.576 (0.942)	0.590 (1.023)
i	-1.792*** (-2.607)	-2.133*** (-2.737)	-1.900*** (-2.620)	-2.180*** (-2.770)	-2.133*** (-2.747)	-2.110*** (-2.736)	-2.122*** (-2.691)	-2.207*** (-2.930)
π	-20.909*** (-2.990)	-19.983*** (-2.917)	-17.830*** (-2.830)	-19.540*** (-2.870)	-20.067*** (-2.790)	-18.558*** (-2.813)	-19.932*** (-2.896)	-19.046*** (-2.968)
Lex	0.378* (1.742)	0.477** (1.983)	0.380* (1.670)	0.470** (2.030)	0.476** (1.985)	0.454* (1.922)	0.474* (1.955)	0.480** (2.097)
σ	-	-0.007 (-0.005)	6.870 (0.980)	2.430 (0.290)	4.942 (0.040)	-69.089 (-1.467)	-0.004 (-0.072)	0.031 (0.891)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.037*** (-8.693)	-0.037*** (-8.431)	-0.040*** (-8.497)	-0.038*** (-8.437)	-0.037*** (-8.430)	-0.037*** (-8.625)	-0.037*** (-8.431)	-0.039*** (-8.489)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	170786	170784	171086	170611	170813	173156	172044	171144
LM	0.810	0.590	0.881	0.808	0.783	0.879	0.643	0.864
BPG	0.838	0.889	0.883	0.886	0.887	0.885	0.888	0.887
RESET	0.249	0.249	0.153	0.243	0.250	0.234	0.264	0.171
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 16, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 31'de sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 2.08, 2.39 ve 3.06 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 3, 3.38 ve 4.15'dir.

Tablo 10'da Model C ve belirsizlik serileri kullanılarak oluşturulan alt modeller için sınır testi sonuçlarının en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme ilişkilerine işaret ettiği görülmektedir. Model C'deki tahmin sonuçlarına göre, faiz oranı katsayısı -1.792 değeriyle negatif ve en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Enflasyon katsayısı -20.909 olup en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna karşılık, döviz kuru katsayısı 0.378 olup istatistiksel olarak en az %10 düzeyinde pozitif ve anlamlıdır. Sanayi üretim endeksi değişkeni ise 0.776 değeriyle istatistiksel olarak anlamlı bir etki göstermemektedir.

Alt modellere ait sonuçlar incelendiğinde, tüm modellerde belirsizlik katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, belirsizlik değişkenlerinin reel M2 üzerinde belirgin bir etkisinin olmadığını ortaya koymaktadır. Bu modellerde belirsizlik serilerine ait katsayıların istatistiksel olarak anlamsız bulunması, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nin uzun dönemde reel M2 açısından desteklenmediğine işaret etmektedir. Kısa dönem için benzer şekilde Ek 16'daki hata düzeltme modeli sonuçlarının da bu bulguyla örtüştüğü görülmektedir. Çünkü kısa dönemde belirsizlik serilerinin reel M2 üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Tanısal testlere ait bulgular incelendiğinde, Breusch-Godfrey LM testi otokorelasyon sorunu olmadığını, Breusch-Pagan-Godfrey testi ise değişen varyans probleminin bulunmadığını göstermektedir. Ramsey RESET testi, modellerin doğru şekilde kurulduğunu teyit etmektedir. Ancak Jarque-Bera test istatistiği sonuçları, tüm modellerde normal dağılım varsayımının sağlanmadığını ve ayrıca CUSUMSQ test sonuçlarına göre, reel M2'ye ait modellerin yapısal kararlılık göstermediği tespit edilmiştir.

Tablo 11: Model-C NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ⁺, σ⁻)</i>								
<i>Model C</i>	<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	11.62***	9.53***	9.58***	9.45***	9.47***	9.75***	9.53***	9.81***
Model	[2,1,0,0,4]	[2,1,0,0,2,1,2]	[2,1,0,0,2,0,0]	[2,1,0,0,2,0,0]	[2,1,0,0,2,0,0]	[2,1,0,0,2,0,0]	[2,1,0,0,2,0,0]	[2,1,0,0,2,0,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	12.099*** (5.234)	13.535*** (3.053)	11.780*** (5.830)	12.626*** (5.518)	12.303*** (5.336)	11.899*** (4.752)	11.955*** (4.898)	11.667*** (5.235)
LY	0.776 (1.374)	0.636 (0.691)	0.840* (1.670)	0.634 (1.165)	0.690 (1.224)	0.670 (1.136)	0.788 (1.412)	0.898* (1.736)
i	-1.792*** (-2.607)	-3.171 (-1.202)	-1.680** (-2.390)	-2.021*** (-2.687)	-1.991*** (-2.799)	-1.855* (-1.659)	-1.930*** (-2.685)	-1.887*** (-2.776)
π	-20.909*** (-2.990)	-31.839 (-1.167)	-16.980*** (-2.890)	-18.681*** (-2.811)	-19.200*** (-2.878)	-18.745** (-2.201)	-19.915*** (-3.125)	-19.342*** (-3.233)
Lex	0.378* (1.742)	0.648 (1.093)	0.210 (0.640)	0.331 (0.849)	0.334 (1.179)	0.355 (0.699)	0.244 (0.824)	0.202 (0.795)
σ⁺	-	-0.675 (-0.274)	6.010 (0.990)	3.467 (0.462)	-14.355 (-0.128)	-51.015 (-1.088)	0.025 (0.528)	0.046 (1.499)
σ⁻	-	0.174 (0.083)	4.870 (0.750)	1.556 (0.269)	-35.183 (-0.309)	-52.786 (-1.266)	-0.001 (-0.015)	0.023 (0.871)
W_{LR}	-	0.684	0.222	0.085	0.246	0.012	1.773	1.919
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.037*** (-8.693)	-0.024*** (-8.848)	-0.045*** (-8.870)	-0.041*** (-8.811)	-0.039*** (-8.818)	-0.037*** (-8.947)	-0.040*** (-8.847)	-0.043*** (-8.978)
W_{SR}	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	170786	153740	160792	159338	159842	164972	162692	154262
LM	0.810	0.580	0.679	0.591	0.398	0.641	0.397	0.756
BPG	0.838	0.555	0.867	0.850	0.871	0.879	0.847	0.752
RESET	0.249	0.054	0.065	0.264	0.262	0.271	0.528	0.415
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 17, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 31'de sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Tablo 11'de, belirsizlik serilerinin reel M2 üzerindeki asimetrik etkisini incelemek için kullanılan NARDL yöntemine ait bulgular raporlanmıştır. Tüm modellerde en az %1 düzeyinde

istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Sonuçlara göre, pozitif ve negatif şoklara ait katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Ek 17'deki hata düzeltme modeli sonuçları incelendiğinde ise Model C.1'deki pozitif şok katsayısının negatif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsız, negatif şok katsayısının ise pozitif işaretli ve en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 12: Model-D ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ)</i>								
<i>Model D</i>	<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	8.91***	7.77***	7.82***	7.77***	7.81***	8.15***	7.92***	7.80***
Model	[1,1,0,0,4,2]	[1,1,0,0,4,2,0]	[1,1,0,0,4,2,0]	[1,1,0,0,4,2,0]	[1,1,0,0,4,2,0]	[1,1,0,0,4,2,0]	[2,1,0,0,4,2,0]	[1,1,0,0,4,2,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.574*** (3.568)	11.622*** (3.524)	11.01*** (3.67)	11.58*** (3.54)	11.671*** (3.604)	11.681*** (3.604)	12.062*** (3.427)	11.693*** (3.821)
LY	0.650 (0.789)	0.632 (0.751)	0.84 (1.09)	0.65 (0.79)	0.641 (0.783)	0.654 (0.800)	0.509 (0.564)	0.657 (0.854)
i	-1.947* (-1.904)	-1.966** (-1.885)	-1.75* (-1.86)	-1.95* (-1.83)	-2.005* (-1.944)	-1.894* (-1.878)	-2.167* (-1.891)	-2.020** (-2.058)
π	-27.088* (-1.876)	-27.362** (-1.849)	-23.61* (-1.83)	-27.08* (-1.79)	-28.161* (-1.887)	-24.996* (-1.844)	-27.440* (-1.817)	-25.272* (-1.896)
Lex	0.179 (0.467)	0.178 (0.457)	0.16 (0.45)	0.18 (0.46)	0.191 (0.503)	0.149 (0.385)	0.182 (0.438)	0.226 (0.615)
fi	5.451 (0.898)	5.603 (0.896)	4.25 (0.79)	5.45 (0.86)	5.184 (0.871)	5.352 (0.891)	6.099 (0.911)	4.599 (0.813)
σ	-	267.036 (0.609)	5.94 (0.62)	0.01 (0.001)	89.207 (0.536)	-93.799 (-1.271)	-0.022 (-0.254)	0.024 (0.479)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.026*** (-7.988)	-0.026*** (-7.991)	-0.029*** (-8.013)	-0.026*** (-7.987)	-0.026*** (-8.011)	-0.026*** (-8.182)	-0.026*** (-8.066)	-0.028*** (-8.004)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	150324	149987	149452	150323	151596	152021	160659	150310
LM	0.450	0.358	0.402	0.450	0.496	0.389	0.989	0.460
BPG	0.531	0.597	0.595	0.609	0.598	0.599	0.646	0.608
RESET	0.040	0.038	0.034	0.040	0.047	0.035	0.024	0.037
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 18, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 32'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Tablo 12'deki ARDL yöntemi kullanılarak çözümlenen Model D ve alt modellerine ait bulgular incelendiğinde belirsizlik serilerine ait katsayıların hiçbir modelde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ve ayrıca Ek 18'deki tüm hata düzeltme modellerinde belirsizlik serilerinin kısa dönemde etkisiz kaldığı tespit edilmiştir. Tablo 12'deki sonuçlar, her ne kadar tüm modellerde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu gösterse de, JB testi normallik varsayımının, RESET testi model spesifikasyonunun ve CUSUMSQ testi ise yapısal kararlılığın bozulduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 13: Model-D NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ⁺, σ⁻)</i>								
<i>Model D</i>	<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_L$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	8.91***	8.00***	7.86***	8.01***	8.18***	11.14***	8.23***	7.21***
Model	[1,1,0,0,4,2]	[2,1,0,0,2,2,0,0]	[2,0,0,0,2,2,0,0]	[2,1,0,0,2,2,0,0]	[2,1,0,0,2,2,0,0]	[2,1,0,0,1,2,0,0]	[2,1,0,0,2,2,0,0]	[1,1,0,0,2,2,1,0]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.574*** (3.568)	12.558*** (3.202)	15.99* (2.02)	11.521*** (3.586)	10.806*** (3.435)	10.078*** (3.807)	9.473** (2.539)	11.297*** (4.285)
LY	0.650 (0.789)	0.538 (0.587)	-0.71 (-0.28)	0.580 (0.742)	0.685 (0.893)	0.655 (0.984)	0.924 (1.201)	0.958 (1.604)
i	-1.947* (-1.904)	-2.773 (-1.211)	-4.91 (-0.92)	-2.063* (-1.925)	-2.090** (-2.121)	-1.388 (-1.225)	-1.818* (-1.816)	-1.800** (-2.257)
π	-27.088* (-1.876)	-29.803 (-1.199)	-54.77 (-0.82)	-26.008* (-1.772)	-25.751** (-2.041)	-21.502* (-1.946)	-26.986** (-2.019)	-19.984** (-2.241)
Lex	0.179 (0.467)	0.329 (0.685)	1.13 (0.66)	0.151 (0.272)	-0.231 (-0.392)	-0.187 (-0.339)	-0.318 (-0.506)	0.138 (0.448)
fi	5.451 (0.898)	4.639 (0.770)	14.95 (0.57)	4.946 (0.857)	6.759 (1.075)	5.142 (1.123)	6.423 (1.030)	0.876 (0.217)
σ⁺	-	-0.823 (-0.334)	-11.34 (-0.39)	-3.411 (-0.266)	-8.195 (-0.054)	-90.893 (-1.389)	0.011 (0.161)	0.052 (1.112)
σ⁻	-	-0.462 (-0.228)	-3.89 (-0.19)	-4.331 (-0.452)	-84.603 (-0.500)	-102.665* (-1.669)	-0.047 (-0.662)	0.028 (0.675)
W_{LR}	-	0.118	0.631	0.010	1.437	0.401	2.423	2.254
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.026*** (-7.988)	-0.025*** (-8.613)	-0.014*** (-8.540)	-0.028*** (-8.617)	-0.028*** (-8.709)	-0.033*** (-10.161)	-0,028*** (-8,737)	-0,038*** (-8,174)
W_{SR}	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	150324	142469	140099	146696	144994	142296	155598	134276
LM	0.450	0.883	0.927	0.980	0.920	0.995	0.492	0.498
BPG	0.531	0.329	0.511	0.597	0.582	0.555	0.564	0.488
RESET	0.040	0.018	0.089	0.047	0.128	0.040	0.110	0.220
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetric ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 19, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 32'de sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.92, 2.17 ve 2.73 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.89, 3.21 ve 3.9'dur.

Tablo 13'teki NARDL yöntemiyle elde edilen sonuçlara göre, tüm modellerde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Belirsizlik serilerinin pozitif ve negatif şoklarına ait katsayılardan sadece Model D.5'teki dolar kuru oynaklığına ait negatif şok katsayısı anlamlı bulunmuş ve katsayısı -102.665 olarak hesaplanmıştır. Tablo 13 incelendiğinde dolar kuru ve finansal inovasyon değişkenine ait katsayıların hiçbir modelde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ve sanayi üretim endeksi değişkenine ait katsayının ise sadece makroekonomik belirsizlik endeksinin dahil edildiği Model D.7'de pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Enflasyona ait katsayı sonuçları incelendiğinde Model D.1 ve D.2 hariç tüm modellerde en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olduğu gözlenmektedir. Model D.1'deki parasal belirsizliğe ait pozitif ve negatif şokların Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ne aykırı şekilde reel M2 ile ters yönlü bir ilişkisi olduğu görülmektedir. Ancak katsayılar istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ek 19'daki hata düzeltme modeline ait sonuçlar incelendiğinde ise sadece Türk Lirası belirsizlik endeksine ait pozitif şok katsayının -0.032 'lik değerle en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Bu bulgu kısa dönemde Parasal Oynaklık Hipotezi'nin aksine bir sonucu işaret etmektedir.

Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi kapsamında Model A, B, C ve D için kurulan tüm alt modellere ait tüm sonuçlar incelendiğinde genel olarak aşağıdaki bulgular elde edilmiştir;

Tüm modellerde Sınır Testi F istatistiği en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olup, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında güçlü bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ancak CUSUMSQ test sonuçları yapısal kararlılığın kurulan tüm modellerde bozulduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca Jarque-Bera (JB) test sonuçları da tüm modellerin hata terimlerinin normal dağılmadığını göstermektedir.

Para arzı oynaklıklarının dahil edildiği ARDL sonuçlarına göre nominal M1 oynaklığının sadece Model B.1' de pozitif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıya sahip olduğu, Model A.1'de ise pozitif ancak anlamlı olmadığı görülmektedir. Model C.1 ve D.1'de ise nominal M2 para arzı oynaklığının negatif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. NARDL sonuçlarına göre ise para arzı oynaklık serilerine ait pozitif ve negatif şok katsayılarının Model A.1 ve D.1 için negatif işaretli, Model B.1 için pozitif işaretli olduğu görülmektedir. Ayrıca Model C.1 için negatif şok katsayısının pozitif işaretli pozitif şok katsayısının ise negatif işaretli olduğu saptanmıştır. Ancak NARDL bulgularına göre para arzı oynaklık serilerine ait pozitif ve negatif şok katsayılarının hiçbir modelde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde ise ARDL çözümleri için sadece Model A.1'deki oynaklık serisinin negatif yönlü etkisinin olduğu görülmektedir. Hata düzeltme modellerine yönelik NARDL çözümleri için ise reel M1'in bağımlı değişken olduğu Model A.1'deki nominal M1 oynaklığının pozitif şok katsayısını pozitif yönlü,

negatif şok katsayısının negatif yönlü ve reel M2'nin bağımlı değişken olduğu Model C.1'deki nominal M2 oynaklık serisinin ise pozitif şok katsayısının negatif yönlü, negatif şok katsayısının pozitif yönlü kısa dönemli etkileri olduğu tespit edilmiştir.

Sanayi üretim endeksi oynaklığı serilerinin dahil edildiği ARDL sonuçları incelendiğinde ise oynaklık katsayılarının sadece Model A.2 ve B.2'de pozitif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Model C.2 ve D.2' de ise oynaklık katsayıları pozitif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. NARDL sonuçlarına göre ise Model A.2' deki pozitif şok katsayısı en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli bulunmuştur. Model B.2 ve C.2'de pozitif ve negatif şok katsayılarının pozitif işaretli, Model D.2'de ise şokların negatif işaretli olduğu ve ancak söz konusu modellerde sanayi üretim endeksi oynaklığına ait şok katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu belirlenmiştir. Hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde ARDL ve NARDL çözümlerinde kurulan modellerin hiçbirinde sanayi üretim endeksi oynaklığının kısa dönemli etki göstermediği saptanmıştır.

Faiz oranı oynaklık serilerinin dahil edildiği ARDL sonuçlarına göre ilgili katsayıya ait işaretin sadece Model B.3'te negatif, diğer modellerde ise pozitif olduğu fakat tüm modellerde istatistiksel olarak anlamsız olduğu gözlemlenmiştir. NARDL sonuçları incelendiğinde ise oynaklık serisine ait pozitif ve negatif şok katsayıları Model B.3 ve D.3'te negatif, Model C.3' te ise pozitif bulunmuştur. Ancak tüm modellerde şok katsayıları istatistiksel olarak anlamsızdır. Benzer şekilde hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde de faiz oranı oynaklığının kısa dönemli istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkisinin olmadığı gözlemlenmiştir.

Tüketici fiyat endeksine ait oynaklık serisinin dahil edildiği modeller incelendiğinde ARDL sonuçlarına göre ilgili katsayının reel M1 için oluşturulan Model A.4 ve B.4'te negatif, reel M2 için oluşturulan Model C.4 ve D.4'te ise pozitif olduğu bulunmuş, ancak hiçbir modelde ilgili katsayı istatistiksel olarak anlamlı çıkmamıştır. Benzer şekilde NARDL sonuçlarına göre kurulan tüm modellerde pozitif ve negatif şok katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu ve negatif işaretli olduğu bulunmuştur. Kısa dönemde ise hata düzeltme modeli sonuçlarına göre sadece Model A.4'teki negatif şok katsayısının pozitif yönlü ve en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Döviz kuru oynaklık serisine ait katsayılar ARDL sonuçlarına göre tüm modellerde negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Benzer şekilde NARDL sonuçlarına göre de pozitif ve negatif şoklara ait katsayılar negatif işaretli bulunmuştur. Ayrıca sadece Model A.5 ve D.5'teki döviz kuru oynaklık serisine ait negatif şok katsayısının en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Benzer şekilde hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde de dolar kuru oynaklığının kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkisinin olmadığı ortaya konulmuştur.

Türk Lirası Belirsizlik endeksinin dahil edildiği modeller için elde edilen ARDL sonuçlarına göre, tüm modellerde ilgili katsayının negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamsız olduğu belirlenmiştir. Benzer şekilde NARDL sonuçlarına göre de Türk Lirası belirsizlik endeksindeki pozitif ve negatif şoklara ait katsayıların kurulan tüm modellerde istatistiksel olarak anlamsız olduğu belirlenmiştir.

Makroekonomik belirsizlik endeksine ait sonuçlar incelendiğinde ARDL bulgularına göre sadece Model B.7’de ilgili katsayının negatif diğer modellerde ise pozitif işaretli olduğu görülmektedir. Negatif ve pozitif şokların dahil edilerek çözümlendiği Model A.7 ve B.7’de ilgili katsayıların negatif işaretli, Model C.7 ve D.7 de ise pozitif işaretli oldukları gözlemlenmiştir. Asimetrik ilişkinin sınıandığı uzun dönem ve kısa dönem WALD testi istatistiklerine göre birkaç model haricinde asimetrik ilişkiye rastlanmadığı görülmüştür. Ayrıca bazı modellerde kısa dönemde pozitif ve/veya negatif şok katsayıları oluşmadığı için kısa dönem WALD test istatistiği hesaplanamamıştır.

4.3.2. Ocak 2008 – Aralık 2020 Dönemine Ait Sonuçlar

Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi, Türkiye ekonomisi için küresel finansal krizler, jeopolitik riskler, döviz kuru oynaklıkları ve enflasyonist baskılar gibi iktisadi belirsizliği artırıcı çeşitli durumları içermektedir. Meydana gelen iktisadi belirsizliklerin, bireylerin ve firmaların ekonomik kararlarını etkileyerek para talebi davranışlarında değişimlere yol açma ihtimali bulunmaktadır. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde ekonomik belirsizliklerin, finansal kırılganlıkları artırarak para talebinin düzeyini ve istikrarını etkileyebileceği değerlendirilmektedir. Ocak 2008 - Aralık 2020 döneminde para politikalarında yaşanan belirsizlikler ve ani politika değişiklikleri Türkiye bakımından Friedman’ın Parasal Oynaklık Hipotezi’nin sınanması için uygun bir ortam sağlamıştır. Bu doğrultuda, çalışmanın bu bölümünde, Ocak 2008 - Aralık 2020 dönemi için Friedman’ın Parasal Oynaklık Hipotezi sınanacaktır.

Tablo 14: Model-A ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model A</i>	<i>Model A.1</i>	<i>Model A.2</i>	<i>Model A.3</i>	<i>Model A.4</i>	<i>Model A.5</i>	<i>Model A.6</i>	<i>Model A.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	4.31**	6.07***	6.01***	3.67**	3.67**	8.30***	7.97***	7.77***
Model	[7,4,1,7,5]	[3,1,1,0,3,2]	[4,1,1,0,3,0]	[7,4,1,7,5,0]	[7,4,1,7,5,0]	[7,4,0,7,7,8]	[7,4,0,7,5,3]	[3,1,1,0,3,2]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.297*** (20.483)	13.114*** (10.011)	11.944*** (14.724)	11.259*** (18.595)	11.304*** (20.069)	11.533*** (22.276)	11.327*** (26.150)	12.125*** (15.637)
LY	0.524*** (3.916)	0.108 (0.350)	0.381* (1.957)	0.533*** (3.615)	0.522*** (3.817)	0.459*** (3.620)	0.514*** (4.874)	0.341* (1.832)
i	-2.499*** (-5.457)	-4.313*** (-3.573)	-3.293*** (-4.580)	-2.486*** (-5.379)	-2.498*** (-5.426)	-1.848*** (-5.060)	-2.389*** (-6.891)	-3.382*** (-4.779)
π	-5.057*** (-1.193)	-8.738*** (-1.983)	-6.327*** (-2.247)	-5.132*** (-1.209)	-4.983*** (-1.131)	-8.400*** (-2.443)	-5.088*** (-1.422)	-6.348*** (-2.349)
Lex	0.643*** (9.054)	0.905*** (5.090)	0.740*** (6.849)	0.638*** (8.218)	0.644*** (8.926)	0.663*** (10.523)	0.630*** (11.438)	0.752*** (7.456)
σ	-	4.064 (0.261)	2.979 (1.609)	0.674 (0.146)	-6.169 (-0.064)	-25.749 (-1.134)	0.016 (0.296)	0.085** (2.593)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.162*** (-5.189)	-0.078*** (-6.657)	-0.112*** (-6.624)	-0.163*** (-5.191)	-0.162*** (-5.189)	-0.209*** (-7.815)	-0.199*** (-7.649)	-0.111*** (-7.534)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	0.365	6.23	4.000	0.389	0.372	0.099	1.223	8.352
LM	0.566	0.352	0.157	0.571	0.555	0.725	0.929	0.326
BPG	0.094	0.040	0.029	0.094	0.105	0.419	0.056	0.014
RESET	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.047	0.001	0.001
CUSUM	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarlı

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 20, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 33'te sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 2.08, 2.39 ve 3.06 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 3, 3.38 ve 4.15'dir.

Tablo 14'teki Model A kapsamında elde edilen ARDL bulguları incelendiğinde sanayi üretim endeksinin ve dolar kurunun katsayısının pozitif işaretli, faiz oranının katsayısının ise negatif işaretli ve her üç katsayının da en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Model A kapsamında elde edilen bir diğer dikkat çekici bulgu ilgili dönemde enflasyon oranı katsayısının negatif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsız olmasıdır. İlgili modelde hata düzeltme katsayısı negatif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca sınır testi neticesinde elde edilen F-istatistiği eşbütünleşme ilişkisini istatistiksel olarak en az %5 düzeyinde doğrulamaktadır. Belirsizlik serilerinin entegre edilmesiyle kurulan alt modellere ait sonuçlar incelendiğinde sadece Model A.7'deki makroekonomik belirsizlik endeksi katsayısının (0.085) en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Ek 20'deki hata

düzeltilme modeline ait sonuçlar incelendiğinde kısa dönemde sanayi üretim endeksi oynaklığı katsayısının (-1.923), Türk Lirası belirsizlik endeksi katsayısının (-0.031) ve makroekonomik belirsizlik endeksi katsayısının (-0.005) en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları gözlemlenmiştir. Dolar kuru oynaklığının ise kısa dönem katsayıları incelendiğinde ağırlıklı olarak pozitif işaretli ve en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları bulunmuştur. Kısa dönemli bu bulguların genel itibarıyla Parasal Oynaklık Hipotezi'nin tersi yönde bir ilişki ortaya koyduğu görülmektedir. Uzun dönemde ise sadece makroekonomik belirsizlik endeksi söz konusu hipotezi doğrulamaktadır.

Tablo 15: Model-A NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, σ⁺, σ⁻)</i>								
<i>Model A</i>	<i>Model A.1</i>	<i>Model A.2</i>	<i>Model A.3</i>	<i>Model A.4</i>	<i>Model A.5</i>	<i>Model A.6</i>	<i>Model A.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	4.31**	5.17***	8.93***	3.25*	3.81**	8.36***	10.88***	7.47***
Model	[7,4,1,7,5]	[3,1,1,0,3,0,2]	[7,4,0,7,5,2,0]	[7,4,1,7,5,0,0]	[7,4,1,7,5,3,0]	[7,4,0,7,5,5,8]	[3,4,0,7,2,0,1]	[3,2,1,0,3,1,2]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.297*** (20.483)	13.940*** (4.629)	10.727*** (29.670)	11.107*** (18.210)	12.534*** (13.477)	10.310*** (16.267)	8.932*** (8.597)	2.660*** (0.544)
LY	0.524*** (3.916)	0.139 (0.409)	0.650*** (8.228)	0.521*** (3.663)	0.636*** (4.145)	0.478*** (4.444)	0.360** (2.470)	0.727*** (6.783)
i	-2.499*** (-5.457)	-4.736*** (-2.600)	-1.824*** (-5.950)	-2.322*** (-4.833)	-2.667*** (-5.386)	-1.870*** (-5.566)	-3.419*** (-6.474)	-2.465*** (-7.264)
π	-5.057 (-1.193)	-9.778* (-1.740)	-4.512** (-2.036)	-4.874 (-1.205)	-5.351 (-1.207)	-7.147** (-2.394)	-10.058* (-1.829)	-3.296*** (-2.832)
Lex	0.643 (9.054)	1.024 (2.437)	0.437 (5.284)	0.574 (4.964)	0.675 (6.636)	0.705 (8.363)	0.561 (5.526)	0.531 (10.000)
σ⁺	-	-8.310 (-0.651)	6.823*** (2.953)	0.537 (0.122)	690.418* (1.830)	-114.079** (-2.079)	-0.119* (-1.847)	-0.561 (-1.595)
σ⁻	-	-6.638 (-0.542)	5.561** (2.298)	-0.830 (-0.166)	730.011* (1.833)	-110.955** (-2.054)	-0.196*** (-2.825)	-0.572 (-1.634)
W_{LR}	-	0.123	3.268*	0.422	0.732	1.418	7.539***	3.108*
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.162*** (-5.189)	-0.072*** (-6.596)	-0.309*** (-8.688)	-0.173*** (-5.243)	-0.162*** (-5.678)	-0.238*** (-8.431)	-0.133*** (-9.576)	-0.226 (-7.929)
W_{SR}	-	-	-	-	-	2.641	-	3.640*
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	0.365	4.468	1.349	0.652	1.115	1.009	6.034	8.529
LM	0.566	0.361	0.437	0.579	0.405	0.487	0.734	0.657
BPG	0.094	0.007	0.188	0.081	0.004	0.443	0.081	0.018
RESET	0.001	0.003	0.007	0.001	0.000	0.004	0.000	0.000
CUSUM	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 21, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 33'te sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Tablo 15'teki sınır testi sonuçlarına göre Model A.3 için en az %10, Model A.4 için en az %5 ve diğer tüm modeller için en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir. Dolar kuru oynaklık serisi ile Türk Lirası belirsizlik endeksine ait şokların reel M1 üzerindeki etkisi negatif yönlü iken sanayi üretim endeksi ve fiyat endeksi oynaklık serilerine ait şokların etkisi pozitif yönlüdür. Ayrıca nominal M1 oynaklık serisi ile makroekonomik belirsizlik endeksine ait pozitif ve negatif şok katsayılarının negatif işaretli olduğu, ancak istatistiksel olarak anlamlı olmadıkları tespit edilmiştir. ARDL sonuçlarıyla kıyaslandığında CUSUM ve CUSUMSQ testleri bakımından Tablo 15'te sunulan NARDL sonuçlarının yapısal kararlılık bakımından daha istikrarlı modeller sunduğu görülmektedir. Ayrıca tüm modellerde hata düzeltme katsayısının negatif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Uzun dönemde W_{LR} istatistiğine göre sanayi üretim endeksi oynaklığından ($W_{LR}:3.268$) en az %10 düzeyinde, Türk Lirası belirsizlik endeksinden ($W_{LR}:7.539$) ise en az %1 düzeyinde reel M1'e doğru asimetrik bir etki olduğu görülmektedir. Ek 21'deki hata düzeltme modeline ait sonuçlar incelendiğinde nominal M1 oynaklığına ait pozitif şokun herhangi bir etkisinin olmadığı negatif şok katsayısının ise birinci gecikmesinde -2.250'lik değeriyle en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bulgu, nominal M1 oynaklığının reel M1 üzerindeki kısa dönemli etkisinin asimetrik olduğunu işaret etmektedir. Benzer durum Model A.2 ve A.4 için de söz konusudur. Bu üç modelde de kısa dönem negatif şok katsayılarının oluşmadığı pozitif şok katsayılarının ise istatistiksel olarak anlamlı olduğu Ek 21'deki hata düzeltme modeli sonuçlarından görülmektedir. Model A.6'ya ait hata düzeltme modeli sonuçlarına göre Türk Lirası belirsizlik endeksinin pozitif şok katsayılarının pozitif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları, ancak negatif şok katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ortaya konmuştur. Türk Lirası belirsizlik endeksinin reel M1 üzerindeki uzun dönemli asimetrik etkisinin kısa dönemde gerçekleşmediği gözlemlenmiştir.

Tablo 16: Model-B ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lr, fi, σ)</i>								
<i>Model B</i>	<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	5.74***	5.62***	5.39***	5.02***	6.31***	5.22***	6.65***	5.72**
Model	[8,4,7,8,3,8]	[8,5,7,8,4,8,0]	[8,4,7,8,3,8,1]	[8,4,7,8,3,8,0]	[8,5,7,8,4,8,5]	[8,4,2,8,3,8,8]	[8,7,7,8,4,8,3]	[8,1,7,8,4,8,8]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.034*** (52.613)	11.090*** (53.367)	10.959*** (56.619)	11.075*** (48.504)	10.975*** (56.822)	10.992*** (26.453)	10.905*** (65.244)	11.570*** (47.109)
LY	0.424*** (7.116)	0.420*** (7.346)	0.456*** (8.034)	0.414*** (6.478)	0.441*** (8.515)	0.467*** (4.520)	0.468*** (10.134)	0.169** (2.010)
i	-1.513*** (-9.910)	-1.533*** (-10.804)	-1.565*** (-11.060)	-1.519*** (-9.921)	-1.455*** (-10.825)	-1.347*** (-5.614)	-1.546*** (-13.098)	-1.540*** (-9.579)
π	-9.446*** (-4.205)	-8.786*** (-4.287)	-8.538*** (-4.220)	-9.275*** (-4.110)	-10.592*** (-4.992)	-11.400*** (-3.248)	-9.156*** (-4.889)	-9.432*** (-4.490)
Lex	0.452*** (15.482)	0.463*** (16.329)	0.452*** (17.008)	0.456*** (14.864)	0.450*** (15.679)	0.465*** (7.899)	0.445*** (18.052)	0.442*** (13.826)
fi	3.063*** (6.286)	2.893*** (6.352)	2.816*** (6.007)	3.063*** (6.292)	3.027*** (6.678)	2.506*** (3.425)	2.854*** (7.213)	5.284*** (6.389)
σ	-	-3.209 (-1.371)	1.159 (1.632)	-0.854 (-0.472)	18.593 (0.352)	-6.584 (-0.367)	0.054** (2.331)	0.124 (0.735)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.326*** (-6.508)	-0.350*** (-6.919)	-0.353*** (-6.775)	-0.328*** (-6.534)	-0.378*** (-7.337)	-0.241*** (-6.673)	-0.401*** (-7.537)	-0.342*** (-6.987)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	1.038	0.378	0.541	0.921	0.529	1.094	0.151	0.012
LM	0.773	0.940	0.730	0.774	0.985	0.733	0.629	0.657
BPG	0.575	0.497	0.538	0.567	0.184	0.682	0.523	0.906
RESET	0.481	0.600	0.335	0.533	0.621	0.602	0.666	0.814
CUSUM	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 22, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 34’te sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.85 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99’dur.

Tablo 16’daki finansal inovasyonun dahil edildiği sonuçlar incelendiğinde Türk Lirası belirsizlik endeksi eklenerek oluşturulan Model B.6’nın en uygun model olduğu görülmektedir. Model B.6’ya ait sonuçlar diğer modellerle kıyaslandığında en yüksek F-istatistiğine (6.65) ve en yüksek hata düzeltme katsayısına (-0.401) sahip olduğu ve aynı zamanda tüm değişkenlerin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlılık gösterdiği belirlenmiştir. Ayrıca belirsizlik serileri bakımından karşılaştırıldığında sadece Türk Lirası belirsizlik endeksine ait katsayının pozitif ve en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ek 22’deki hata düzeltme modeline göre ise Türk Lirası belirsizlik endeksinin katsayısının negatif ve en az %5 düzeyinde

istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre Model B.1'deki nominal M1 oynaklığının, Model B.2'deki sanayi üretim endeksi oynaklığının ve Model B.3'teki faiz oranı oynaklığının reel M1 üzerinde istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkisinin olmadığı gözlemlenmiştir. Model B.4'teki tüketici fiyat endeksi oynaklığı katsayısının pozitif ve en az %5 düzeyinde, Model B.5'teki dolar kuru oynaklığı katsayısının ise pozitif ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir.

Tablo 17: Model-B NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ^+, σ^-)</i>								
<i>Model B</i>	<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	5.74***	7.76***	5.66***	6.82***	6.52***	6.15***	7.64***	4.82***
Model	[8,4,7,8,3,8]	[8,3,7,8,3,8,4,8]	[8,4,7,8,7,8,1,0]	[8,7,7,8,4,8,8,8]	[8,5,7,8,3,8,3,1]	[8,5,2,8,5,8,6,8]	[7,7,7,8,7,8,4,7]	[8,4,7,8,6,8,5,3]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	11.034*** (52.613)	10.461*** (38.900)	11.327*** (35.670)	7.877*** (7.844)	11.832*** (33.579)	9.990*** (23.174)	7.616*** (7.914)	6.820*** (2.833)
LY	0.424*** (7.116)	0.173** (2.327)	0.364*** (3.796)	0.436*** (7.674)	0.531*** (8.451)	0.476*** (5.966)	0.496*** (12.111)	0.375*** (3.668)
i	-1.513*** (-9.910)	-0.886*** (-5.225)	-1.760*** (-8.322)	-1.448*** (-13.832)	-1.571*** (-11.747)	-1.533*** (-7.590)	-1.485*** (-12.569)	-1.531*** (-11.868)
π	-9.446*** (-4.205)	-8.562*** (-5.313)	-9.041*** (-4.342)	-8.398*** (-6.008)	-9.321*** (-4.706)	-9.511*** (-3.538)	-10.675*** (-5.710)	-9.178*** (-5.170)
Lex	0.452*** (15.482)	0.316*** (7.999)	0.532*** (7.715)	0.397*** (14.783)	0.446*** (13.862)	0.494*** (7.162)	0.433*** (16.332)	0.429*** (16.040)
fi	3.063*** (6.286)	4.315*** (10.560)	3.328*** (4.182)	2.968*** (9.717)	3.280*** (7.238)	2.567*** (4.014)	3.034*** (7.573)	4.228*** (4.220)
σ^+	-	17.311*** (2.579)	2.681*** (2.274)	-33.760*** (-2.836)	526.873*** (3.076)	-90.842*** (-2.209)	-0.225*** (-3.339)	-0.328*** (-1.911)
σ^-	-	14.949*** (2.159)	3.328*** (2.840)	-34.992*** (-2.860)	554.381*** (3.082)	-89.507*** (-2.212)	-0.225*** (-3.367)	-0.318*** (-1.867)
W_{LR}	-	9.231***	1.065	2.313	3.127*	0.658	0.000	2.539
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.326*** (-6.508)	-0.464*** (-8.690)	-0.354*** (-7.409)	-0.582*** (-8.181)	-0.368*** (-7.948)	-0.302*** (-7.740)	-0.451*** (-8.643)	-0.383*** (-6.850)
W_{SR}	-	27.897***	-	9.149***	12.132***	5.766**	12.530***	3.012*
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	1.038	0.144	0.348	1.449	1.738	2.464	3.370	1.473
LM	0.773	0.866	0.779	0.550	0.960	0.418	0.607	0.460
BPG	0.575	0.396	0.522	0.954	0.434	0.703	0.906	0.710
RESET	0.481	0.285	0.574	0.193	0.131	0.153	0.827	0.416
CUSUM	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 23, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 34'te sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.92, 2.17 ve 2.73 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.89, 3.21 ve 3.9'dur.

Tablo 17'deki sonuçlar incelendiğinde, belirsizlik serilerine ait pozitif ve negatif şokların dahil edildiği Model B.1, B.3, B.5, B.6 ve B.7'nin, CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre yapısal kararlılıklarının güçlü olduğu ve tüm tanısallık testleri açısından olumlu sonuçlar verdiği görülmüştür. Model B.1'e ait sonuçlar incelendiğinde nominal M1 para arzı oynaklığındaki pozitif ve negatif şokların (katsayılar en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı) reel M1'i pozitif yönde etkilediği ve pozitif şokların etkisinin yaklaşık %15.7 daha yüksek düzeyde olduğu görülmektedir. Pozitif şokların daha yüksek bir etki göstermesi asimetrik ilişkiye işaret etmekte olup, W_{LR} istatistiği en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak bu ilişkiyi doğrulamaktadır. Model B.1 için Ek 23'teki hata düzeltme modeli sonuçları incelendiğinde kısa dönemde nominal M1 oynaklığının pozitif şoklarının reel M1'i azaltıcı, negatif şoklarının ise artırıcı etkisinin olduğu ve kısa dönemli bu etkinin istatistiksel olarak en az %1 düzeyinde asimetrik (W_{SR} : 27.897) olduğu belirlenmiştir. Benzer şekilde sanayi üretim endeksi oynaklığına ait pozitif ve negatif şokların da reel M1 üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir etkisinin olduğu, ancak bu sefer negatif şokların yaklaşık %24 düzeyinde daha baskın bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu farka rağmen Model B.2 için hesaplanan uzun dönemli asimetri testi (W_{LR} : 1.065) istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Ek 23'teki hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise sanayi üretim endeksi oynaklığına ait pozitif ve negatif şokların reel M1 üzerinde herhangi bir etkisi yoktur. Model B.4'e ait sonuçlar incelendiğinde benzer şekilde tüketici fiyat endeksi oynaklığına ait şokların da uzun dönemde reel M1'i artırıcı etki gösterdiği ve bu etkinin W_{LR} istatistiğine göre istatistiksel olarak en az %1 düzeyinde asimetrik olduğu saptanmıştır. Hata düzeltme modeli sonuçları incelendiğinde ise kısa dönemde fiyat endeksi oynaklığının pozitif şoklarının reel M1 üzerinde artırıcı, negatif şoklarının ise azaltıcı etkisinin olduğu gözlemlenmiştir. Fiyat endeksi oynaklığına ait pozitif ve negatif şokların kısa dönemli bu etkisinin istatistiksel olarak en az %1 düzeyinde asimetrik (W_{SR} : 12.132) olduğu saptanmıştır.

Tablo 17'deki sonuçlar incelendiğinde, Model B.3'teki faiz oranı, Model B.5'teki dolar kuru belirsizlik serilerine ait şoklar ile Model B.6'daki Türk Lirası belirsizlik endeksi ve Model B.7'deki makroekonomik belirsizlik endeksine ait şokların reel M1 üzerinde negatif bir etki yarattığı görülmektedir. Hata düzeltme modellerine göre Model B.3'teki faiz oranı oynaklığına ait şokların pozitif yönlü ve asimetrik (W_{SR} : 9.149) ve Model B.5'teki dolar kuru oynaklığına ait şokların da benzer şekilde pozitif yönlü ve asimetrik (W_{SR} : 5.766) olduğu görülmektedir. Ayrıca hata düzeltme modeli sonuçlarına göre Model B.6'daki Türk Lirası belirsizlik endeksine ait pozitif şokların reel M1'i artırıcı, negatif şokların ise azaltıcı etkide bulunduğu ve bu etkinin asimetrik olduğu (W_{SR} : 12.530) tespit edilmiştir. Model B'nin belirsizlik serileri kullanılarak oluşturulan alt modellerine yönelik Tablo 16'daki ARDL sonuçları ile belirsizlik serilerine ait pozitif ve negatif şokların entegre edilmesiyle gerçekleştirilen Tablo 17'deki NARDL sonuçları kıyaslandığında en uygun yöntemin NARDL olduğu gerek tanısallık istatistikleri ve gerekse katsayıların istatistiksel anlamlılığı bakımından ortaya çıkmaktadır.

Tablo 18: Model-C ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model C</i>	<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	7.88***	6.74***	9.52***	7.11***	7.08***	7.75***	7.26***	7.52***
Model	[5,7,7,8,3]	[4,7,7,8,3,2]	[1,4,6,8,7,6]	[5,7,7,8,3,0]	[5,7,7,8,3,2]	[7,7,7,8,7,6]	[4,7,5,8,4,8]	[3,7,7,8,4,1]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	13.616*** (100.204)	13.576*** (93.232)	13.858*** (63.238)	13.730*** (83.984)	13.629*** (97.008)	13.502*** (91.439)	13.532*** (89.747)	13.631*** (95.126)
LY	0.324*** (9.665)	0.336*** (9.197)	0.268*** (5.008)	0.296*** (7.315)	0.321*** (9.268)	0.351*** (9.707)	0.345*** (9.248)	0.322*** (9.103)
i	-1.383*** (-14.373)	-1.418*** (-14.250)	-1.469*** (-11.317)	-1.408*** (-14.130)	-1.390*** (-14.823)	-1.537*** (-14.751)	-1.268*** (-9.544)	-1.371*** (-12.382)
π	-10.071*** (-6.486)	-9.961*** (-5.644)	-11.491*** (-5.558)	-9.767*** (-6.237)	-10.091*** (-6.448)	-8.384*** (-5.850)	-10.485*** (-5.294)	-10.892*** (-6.674)
Lex	0.438*** (28.861)	0.431*** (26.337)	0.471*** (16.607)	0.451*** (24.201)	0.438*** (28.571)	0.428*** (26.465)	0.431*** (25.442)	0.439*** (26.441)
σ	-	1.820 (0.676)	-0.494 (-0.535)	-2.018 (-1.357)	1.060 (0.030)	11.270* (1.733)	-0.034 (-1.004)	0.004 (0.568)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.324*** (-7.020)	-0.308*** (-7.043)	-0.252*** (-8.368)	-0.319*** (-7.227)	-0.321*** (-7.217)	-0.376*** (-7.566)	-0.265*** (-7.317)	0.311*** (-7.438)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	5,230	4,059	1,604	5,392	5,274	0,894	3,582	2,807
LM	0.935	0.461	0.449	0.993	0.966	0.578	0.799	0.975
BPG	0.050	0.232	0.088	0.082	0.177	0.119	0.184	0.152
RESET	0.485	0.727	0.046	0.416	0.678	0.662	0.317	0.186
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarsız
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiştir, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 24, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 35'te sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 2.08, 2.39 ve 3.06 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 3, 3.38 ve 4.15'dir.

Tablo 18'deki reel M2 için oluşturulan Model C'ye ait bulgular incelendiğinde tüm değişkenlere ait katsayıların en az %1 düzeyinde anlamlı oldukları görülmektedir. Sanayi üretim endeksi (0.324) ile dolar kuru (0.438) reel M2 üzerinde pozitif yönlü etkiye sahipken, faiz oranı (-1.383) ve enflasyon (-10.071) negatif etkiye sahiptir. Belirsizlik serilerinden sadece sanayi üretim endeksi oynaklığının dahil edilmesiyle oluşturulan Model C.2'nin yapısal kararlılık şartını sağladığı görülmektedir. Model C.1 ve C.2'ye ait bulgular incelendiğinde nominal M2 para arzı oynaklık serisine ait katsayının 1.82 değeri ile pozitif, sanayi üretim endeksi oynaklığı serisine ait katsayının ise -0.494 değeri ile negatif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsız oldukları bulunmuştur. Model C.1 ve C.2'de benzer şekilde sanayi üretim endeksi ve dolar kuru reel M2 üzerinde pozitif, faiz oranı ve enflasyon ise negatif etkilere sahiptir. Oluşturulan diğer modellerde ise CUSUMSQ testleri doğrultusunda yapısal kararlılığın sağlanamadığı görülmektedir. Tablo

18'deki bulgular, kurulan tüm modellerde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğunu ve hata düzeltme katsayılarının negatif işaret taşıdığını ortaya koymaktadır. Ek 24'teki hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde ise kısa dönemde reel M2 üzerinde Model C.1'deki nominal M2 oynaklığının, Model C.4'teki tüketici fiyat endeksi oynaklığının, Model C.5'teki dolar kuru oynaklığının ve Model C.7'deki makroekonomik belirsizlik endeksinin negatif yönlü etki gösterdiği, Model C.2'deki sanayi üretim endeksi oynaklığının ve Model C.6'daki Türk Lirası belirsizlik endeksinin ise pozitif yönlü etki gösterdikleri bulunmuştur.

Tablo 19: Model-C NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ⁺, σ⁻)</i>								
<i>Model C</i>	<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
Sınır Testi Sonuçları								
F ist.	7.88***	7.73***	5.54***	6.34***	8.45***	6.97***	6.72***	6.35***
Model	[5,7,7,8,3]	[6,7,7,8,6,4,2]	[1,7,4,8,5,7,0]	[5,7,7,8,3,0,0]	[6,7,7,8,7,7,5]	[7,7,7,8,7,0,6]	[6,7,5,8,6,4,7]	[5,7,7,8,3,1,2]
Uzun Dönem Katsayıları								
Sabit Terim	13.616*** (100.204)	13.906*** (38.684)	13.760*** (46.761)	13.448*** (78.344)	14.971*** (33.279)	13.521*** (78.435)	10.914*** (11.262)	9.669*** (5.045)
LY	0.324*** (9.665)	0.327*** (9.900)	0.293*** (4.551)	0.293*** (7.473)	0.311*** (7.211)	0.350*** (9.100)	0.372*** (10.238)	0.363*** (8.082)
i	-1.383*** (-14.373)	-1.367*** (-15.180)	-1.232*** (-5.187)	-1.349*** (-12.192)	-1.568*** (-12.614)	-1.551*** (-13.325)	-1.327*** (-11.660)	-1.426*** (-13.324)
π	-10.071*** (-6.486)	-7.610*** (-4.934)	-11.936*** (-4.570)	-9.491*** (-6.239)	-9.046*** (-5.697)	-8.328*** (-5.857)	-9.226*** (-5.133)	-10.123*** (-6.413)
Lex	0.438*** (28.861)	0.435*** (17.582)	0.391*** (5.095)	0.422*** (13.036)	0.472*** (18.505)	0.433*** (14.371)	0.439*** (16.270)	0.433*** (21.465)
σ⁺	-	33.467*** (3.533)	6.409*** (1.878)	-2.094*** (-1.451)	589.712*** (3.088)	-0.557*** (-0.210)	-0.193*** (-2.814)	-0.288*** (-2.106)
σ⁻	-	33.565*** (3.539)	5.680*** (1.695)	-2.701*** (-1.674)	603.006*** (3.116)	-0.309*** (-0.110)	-0.183*** (-2.747)	-0.285*** (-2.095)
W_{LR}	-	0.067	1.126	1.033	1.003	0.076	1.253	2.241
Hata Düzeltme Katsayısı								
ECT_{t-1}	-0.324*** (-7.020)	-0.356*** (-8.117)	-0.199*** (-6.859)	-0.330*** (-7.333)	-0.338*** (-8.499)	-0.380*** (-7.705)	-0.304*** (-7.573)	-0.318*** (-7.337)
W_{SR}	-	13.966***	-	-	12.193***	-	6.349**	5.106**
Tanısal Test İstatistikleri								
JB	5.230	2.505	1.450	5.892	3.465	0.951	0.650	4.412
LM	0.935	0.133	0.988	0.988	0.537	0.510	0.182	0.898
BPG	0.050	0.181	0.133	0.073	0.219	0.201	0.213	0.164
RESET	0.485	0.804	0.074	0.487	0.456	0.546	0.269	0.048
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 25, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 35'te sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Belirsizlik serilerine ait pozitif ve negatif şoklar kullanılarak oluşturulan modellere ait sonuçlar incelendiğinde kurulan tüm modellerde CUSUM testinin istikrarlı olduğu ancak CUSUMSQ testlerine göre yapısal kararlılık göstermedikleri ve diğer tanısal test sonuçlarında ise herhangi bir sorun taşımadıkları gözlemlenmiştir.

Model C.1'e ait sonuçlar incelendiğinde, kullanılan tüm değişkenlerin katsayılarının en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve nominal M2 para arzı oynaklık serisine ait şokların reel M2 üzerinde pozitif yönlü ve W_{LR} (0.067) istatistiğine göre simetrik bir etkide bulunduğu belirlenmiştir. Ek 25'teki hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise nominal M2'deki pozitif şokların reel M2'yi azalttığı, negatif şokların ise artırıcı bir etkide bulunduğu ve bu etkinin asimetrik (W_{SR} : 13.966) olduğu bulunmuştur.

Tablo 19'daki Model C.6'ya ait bulgular incelendiğinde ise Türk Lirası belirsizlik endeksine ait şokların reel M2 üzerinde negatif yönlü (σ_{TL}^+ için -0.193 ve σ_{TL}^- için -0.183) bir etkiye sahip oldukları ve bu etkinin uzun dönemde asimetrik olmadığı (W_{LR} : 1.253) olduğu görülmektedir. Hata düzeltme modeline ait bulgular incelendiğinde ise Türk Lirası belirsizlik endeksine ait pozitif ve negatif şokların reel M2'yi artırıcı ve bu kısa dönemli etkilerin (W_{SR} : 6.349) asimetrik olduğu bulunmuştur.

Model C.7'de kullanılan makroekonomik belirsizlik endeksinin pozitif ve negatif şokları, reel M2 üzerinde negatif yönlü bir etki yaratmakla birlikte, ilgili katsayılar istatistiksel olarak en az %5 düzeyinde bir anlamlılık göstermektedirler. Kısa dönemde ise makroekonomik belirsizlik endeksine ait pozitif şokların reel M2 üzerinde artırıcı, negatif şokların ise azaltıcı etkiler gösterdiği ve bu etkilerin (W_{SR} : 5.106) asimetrik olduğu bulunmuştur.

Tablo 20: Model-D ARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ)</i>								
<i>Model D</i>	<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	6.71***	7.32***	4.76***	6.09***	6.22***	6.60***	6.52***	6.30***
Model	[5,7,7,8,3,1]	[3,7,7,8,7,1,4]	[1,8,7,8,7,1,6]	[5,7,7,8,3,1,0]	[5,7,7,8,3,1,2]	[1,8,7,8,3,1,1]	[5,7,7,8,3,1,8]	[1,8,7,8,3,1,1]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	13.592*** (93.267)	13.648*** (77.177)	13.911*** (54.279)	13.687*** (81.016)	13.632*** (89.285)	13.620*** (80.927)	13.625*** (92.946)	13.683*** (79.411)
LY	0.326*** (9.535)	0.317*** (7.541)	0.212** (2.574)	0.299*** (7.133)	0.321*** (9.197)	0.306*** (7.945)	0.333*** (9.821)	0.291*** (7.002)
i	-1.315*** (-11.825)	-1.413*** (-11.535)	-1.280*** (-6.987)	-1.328*** (-11.679)	-1.339*** (-12.526)	-1.268*** (-10.153)	-1.253*** (-10.157)	-1.295*** (-9.755)
π	-10.567*** (-6.475)	-11.821*** (-6.034)	-12.791*** (-4.889)	-10.275*** (-6.195)	-10.518*** (-6.512)	-11.877*** (-6.397)	-9.991*** (-5.964)	-11.509*** (-6.074)
Lex	0.429*** (18.778)	0.435*** (16.184)	0.441*** (12.222)	0.437*** (18.070)	0.436*** (18.534)	0.420*** (16.329)	0.451*** (18.433)	0.425*** (16.115)
fi	0.084 (0.343)	0.076 (0.308)	0.804 (1.092)	0.145 (0.562)	-0.008 (-0.033)	0.361 (1.358)	-0.255 (-0.973)	0.366 (1.227)
σ	- (1.278)	4.527 (1.278)	-1.938 (-0.854)	-1.892 (-1.207)	-5.817 (-0.159)	3.386 (0.653)	-0.058*** (-1.797)	0.001 (0.132)
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.311*** (-7.021)	-0.247*** (-7.331)	-0.216*** (-6.365)	-0.304*** (-7.188)	-0.311*** (-7.265)	-0.282*** (-7.476)	-0.303*** (-7.451)	-0.259*** (-7.304)
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	7.188	5.824	1.871	7.527	6.792	4.033	2.751	5.976
LM	0.715	0.143	0.555	0.809	0.978	0.353	0.974	0.3055
BPG	0.106	0.740	0.154	0.162	0.423	0.111	0.177	0.5934
RESET	0.299	0.662	0.105	0.428	0.357	0.273	0.267	0.0799
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 26, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 36'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.99, 2.27 ve 2.88 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.94, 3.28 ve 3.99'dur.

Finansal inovasyonun dahil edildiği Model D'ye ait Tablo 20'de sunulan bulgular incelendiğinde sanayi üretim endeksinin ve dolar kurunun reel M2 üzerinde pozitif, faiz oranı ve enflasyonun ise negatif etkisi olduğu görülmektedir. Finansal inovasyonun dahil edilmesine rağmen Model D'nin Model C'ye benzer şekilde yapısal kararlılık göstermediği bulunmuştur. Model D'nin hata düzeltme katsayısı -0.311 olup, en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık göstermektedir. Belirsizlik serilerine ait katsayılarından sadece Türk Lirası belirsizlik endeksi katsayısının negatif işaretli ve en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Ek 26'daki hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde ise kısa dönemde

nominal M2 oynaklığının, fiyat endeksi oynaklığının ve makroekonomik belirsizlik endeksinin reel M2 üzerinde negatif yönlü etkide bulunduğu, sanayi üretim endeksi oynaklığının ile Türk Lirası belirsizlik endeksinin ise pozitif yönlü etkide bulunduğu görülmektedir. Ayrıca kısa dönemde faiz oranı oynaklığı ile dolar kuru oynaklığının istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etkisi bulunamamıştır.

Tablo 21: Model-D NARDL Yöntemi Sınır Testi, Uzun Dönem Katsayıları, Hata Düzeltme Katsayısı ve Tanısal Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ^+, σ^-)</i>								
<i>Model D</i>	<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M2}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
<i>Sınır Testi Sonuçları</i>								
F ist.	6.71***	4.68***	5.41***	5.54***	7.67***	5.76***	6.23***	4.64***
Model	[5,7,7,8,3,1]	[8,7,8,8,3,4,7,7]	[1,1,3,8,2,1,7,0]	[5,7,7,8,3,1,0,0]	[3,7,7,8,7,8,4,5]	[1,8,7,8,3,1,0,1]	[4,8,6,8,7,3,4,7]	[1,7,7,8,7,1,7,4]
<i>Uzun Dönem Katsayıları</i>								
Sabit Terim	13.592*** (93.267)	13.090*** (19.005)	13.755*** (47.921)	13.427*** (76.708)	14.855*** (28.020)	13.542*** (62.228)	10.543*** (8.781)	13.585*** (3.906)
LY	0.326*** (9.535)	0.269*** (3.880)	0.241*** (2.884)	0.299*** (7.511)	0.358*** (5.304)	0.315*** (7.208)	0.359*** (8.296)	0.213*** (2.042)
i	-1.315*** (-11.825)	-0.805*** (-2.683)	-1.038*** (-4.327)	-1.282*** (-10.982)	-1.298*** (-8.793)	-1.241*** (-8.886)	-1.237*** (-8.406)	-1.352*** (-7.802)
π	-10.567*** (-6.475)	-13.496*** (-4.107)	-12.690*** (-4.872)	-9.964*** (-6.320)	-12.106*** (-5.586)	-11.847*** (-6.434)	-12.506*** (-5.418)	-13.026*** (-5.276)
Lex	0.429*** (18.778)	0.404*** (11.141)	0.352*** (4.606)	0.411*** (12.388)	0.476*** (12.955)	0.404*** (8.984)	0.454*** (13.436)	0.448*** (11.524)
fi	0.084 (0.343)	0.1902 (0.456)	0.853 (1.171)	0.043 (0.168)	-0.678 (-1.407)	0.381 (1.419)	-0.868* (-1.712)	0.785 (0.896)
σ^+	-	29.781 (1.347)	4.381 (1.398)	-1.841 (-1.240)	558.209** (2.244)	-1.545 (-0.448)	-0.205** (-2.422)	-0.033 (-0.133)
σ^-	-	28.672 (1.308)	3.647 (1.214)	-2.520 (-1.549)	569.317** (2.238)	-2.049 (-0.568)	-0.218** (-2.600)	-0.029 (-0.117)
W_{LR}	-	1.608	1.018	1.111	0.366	0.177	1.073	0.358
<i>Hata Düzeltme Katsayısı</i>								
ECT_{t-1}	-0.311*** (-7.021)	-0.245*** (-8.483)	-0.114*** (-7.197)	-0.321*** (-7.304)	-0.255*** (-8.640)	-0.284*** (-7.441)	-0.263*** (-7.781)	-0.219*** (-6.708)
W_{SR}	-	2.820*	-	-	10.009***	-	1.504	0.007
<i>Tanısal Test İstatistikleri</i>								
JB	7.188	5.362	3.207	8.334	7.399	3.623	0.692	3.331
LM	0.715	0.374	0.682	0.848	0.062	0.353	0.219	0.432
BPG	0.106	0.975	0.207	0.143	0.507	0.138	0.601	0.413
RESET	0.299	0.179	0.064	0.170	0.039	0.081	0.808	0.075
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarsız	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı	İstikrarlı
CUSUMSQ	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız	İstikrarsız

Not: Modellerin tanısal geçerliliği, normallik için Jarque-Bera (JB) test istatistiği, otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), spesifikasyon için Ramsey RESET testleriyle değerlendirilmiş, modelin yapısal kararlılığı ise CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle kontrol edilmiştir; her testin prob değerleri tablo üzerinde sunulmuştur. Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir. W_{LR} ve W_{SR} sırasıyla uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan WALD istatistiklerini temsil etmektedir. Hata Düzeltme Modeli çözümleri Ek 27, CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri Ek 36'da sunulmuştur. Hesaplanan F-istatistiklerinin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 1.92, 2.17 ve 2.73 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 2.89, 3.21 ve 3.9'dur.

Tablo 21'deki belirsizlik serileri kullanılarak oluşturulan tüm alt modellerde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme ilişkileri vardır. Model D.1'deki nominal M2 para arzı oynaklık serisine ait pozitif ve negatif şokların reel M2 üzerindeki etkilerinin birbirlerine çok yakın (σ_{M2}^+ için 24.484 ve σ_{M2}^- için 24.560) ancak istatistiksel olarak anlamsız oldukları saptanmıştır. Benzer şekilde Model D.2'deki sanayi üretim endeksi oynaklığına ait şok katsayılarının pozitif ve istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Ek 27'deki hata düzeltme modellerine ait sonuçlar incelendiğinde ise nominal M2 oynaklığına ait pozitif şokların ve negatif şokların reel M2 üzerinde pozitif yönlü ve asimetrik ($W_{SR}:2.820$) etkisi olduğu, sanayi üretim endeksi oynaklığının ise sadece pozitif şok katsayısının negatif yönlü olduğu, negatif şok katsayısının ise kısa dönemde oluşmadığı tespit edilmiştir. Model D.4'e ait sonuçlar incelendiğinde uzun dönemde tüketici fiyat endeksi oynaklığına ait pozitif ve negatif şokların reel M2 üzerinde pozitif etkisi olduğu, hata düzeltme modeli sonuçlarına göre kısa dönemde ise pozitif şokların reel M2'yi artırıcı, negatif şokların ise azaltıcı ve asimetrik ($W_{SR}:10.009$) etkilerinin olduğu görülmektedir. Model D.6'ya ait bulgular, Türk Lirası belirsizlik endeksine ait pozitif ve negatif şokların reel M2'yi negatif yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Ek 27'deki hata düzeltme modeli sonuçları incelendiğinde kısa dönemde Türk Lirası belirsizlik endeksinin pozitif şoklarının reel M2'yi artırdığı, negatif şoklarının ise reel M2'yi azalttığı ve bu etkinin asimetrik ($W_{SR}:1.504$) olmadığı saptanmıştır.

4.4. Nedensellik Analizi Sonuçları

Bu başlık altından belirsizlik serileri ile reel M1 ve M2 arasındaki nedensellik ilişkilerine yönelik bulgular raporlanmıştır. İlk olarak Toda-Yamamoto nedensellik analizi bulguları, ardından Hatemi-J asimetrik nedensellik analizi bulguları sunulmuştur.

4.4.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Bulguları

Bu bölümde, reel M1 ve M2 ile belirsizlik serileri arasındaki nedensellik ilişkileri Ocak 2001 - Ağustos 2024 ve Ocak 2008 - Aralık 2020 dönemleri için Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılarak incelenmiştir.

Nedensellik analizinde, ilk olarak VAR modeli tahmin edilerek gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Bu amaçla, modelin gecikme uzunluğu belirlenirken Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri dikkate alınmıştır. Bu kriterler arasında en uygun gecikme uzunluğu, bilgi kriterlerine göre en düşük değere sahip olan alan gecikme uzunluğu olarak seçilmiştir.

Toda-Yamamoto testinin gerektirdiği şekilde, VAR modelinin tahmininde gecikme uzunluğu olarak $k + d_{max}$ kullanılmıştır. Her iki döneme ait sonuçlar Tablo 22'de raporlanmıştır.

Tablo 22: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

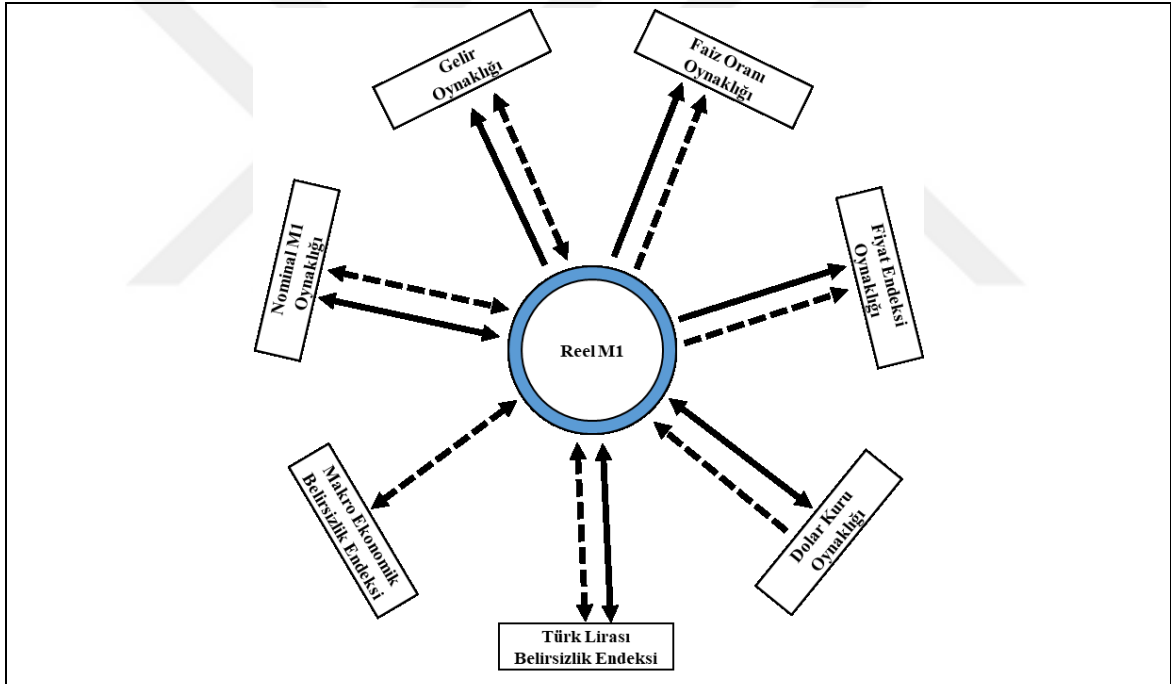
H_0 Hipotezi	2001-2024 Dönemi			2008-2020 Dönemi		
	$k + d_{max}$	X^2 İstatistiği	p -değeri	$k + d_{max}$	X^2 İstatistiği	p -değeri
$LRM1 \nrightarrow \sigma_{M1}$	5	190.492	0.000	3	19.977	0.000
$\sigma_{M1} \nrightarrow LRM1$	5	14.517	0.005	3	5.015	0.081
$LRM2 \nrightarrow \sigma_{M2}$	3	351.544	0.000	2	2.268	0.132
$\sigma_{M2} \nrightarrow LRM2$	3	0.880	0.644	2	6.453	0.011
$LRM1 \nrightarrow \sigma_Y$	3	6.739	0.034	3	15.732	0.000
$\sigma_Y \nrightarrow LRM1$	3	2.859	0.239	3	4.819	0.089
$LRM2 \nrightarrow \sigma_Y$	2	4.429	0.035	9	39.742	0.000
$\sigma_Y \nrightarrow LRM2$	2	0.281	0.595	9	18.962	0.015
$LRM1 \nrightarrow \sigma_{i3}$	3	10.490	0.005	5	24.921	0.000
$\sigma_{i3} \nrightarrow LRM1$	3	0.665	0.716	5	4.626	0.327
$LRM2 \nrightarrow \sigma_{i3}$	3	9.485	0.008	4	39.507	0.000
$\sigma_{i3} \nrightarrow LRM2$	3	0.559	0.756	4	10.141	0.017
$LRM1 \nrightarrow \sigma_P$	4	38.406	0.000	4	22.392	0.000
$\sigma_P \nrightarrow LRM1$	4	6.084	0.107	4	1.562	0.668
$LRM2 \nrightarrow \sigma_P$	4	44.183	0.000	4	45.964	0.000
$\sigma_P \nrightarrow LRM2$	4	3.388	0.335	4	4.256	0.235
$LRM1 \nrightarrow \sigma_{ex}$	2	4.652	0.031	5	4.098	0.392
$\sigma_{ex} \nrightarrow LRM1$	2	8.582	0.003	5	22.216	0.000
$LRM2 \nrightarrow \sigma_{ex}$	2	2.176	0.140	5	10.267	0.036
$\sigma_{ex} \nrightarrow LRM2$	2	9.632	0.001	5	11.475	0.021
$LRM1 \nrightarrow \sigma_{TL}$	4	25.980	0.000	3	15.939	0.000
$\sigma_{TL} \nrightarrow LRM1$	4	13.118	0.004	3	8.028	0.018
$LRM2 \nrightarrow \sigma_{TL}$	4	26.275	0.000	5	31.781	0.000
$\sigma_{TL} \nrightarrow LRM2$	4	8.987	0.029	5	17.964	0.001
$LRM1 \nrightarrow \sigma_{ME}$	3	4.583	0.101	3	29.501	0.000
$\sigma_{ME} \nrightarrow LRM1$	3	0.900	0.637	3	4.941	0.084
$LRM2 \nrightarrow \sigma_{ME}$	2	0.116	0.732	3	18.453	0.000
$\sigma_{ME} \nrightarrow LRM2$	2	0.461	0.496	3	3.184	0.203

Not: Modeller için optimal gecikme uzunluğu (k) AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre belirlenmiştir. Tüm testlere ait d_{max} değeri 1'dir. $\nrightarrow$ ilgili seriler arasında nedenselliğin olmadığını göstermektedir.

Tablo 22'deki bulgular incelendiğinde, Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için reel M1 ile nominal M1 oynaklık serisi, dolar kuru oynaklık serisi ve Türk Lirası belirsizlik endeksi arasında reel M2 ile ise sadece Türk Lirası belirsizlik endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde reel M1 ve reel M2'den sanayi üretim endeksi oynaklığına, faiz oranı oynaklığına ve tüketici fiyat endeksi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca bu dönemde dolar kuru oynaklığından reel M2'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu ve reel M1 ile makroekonomik belirsizlik endeksi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı görülmüştür. Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi reel M1 için nominal M1 oynaklık serisi ve Türk Lirası belirsizlik endeksi bakımından güçlü bir şekilde desteklenmektedir.

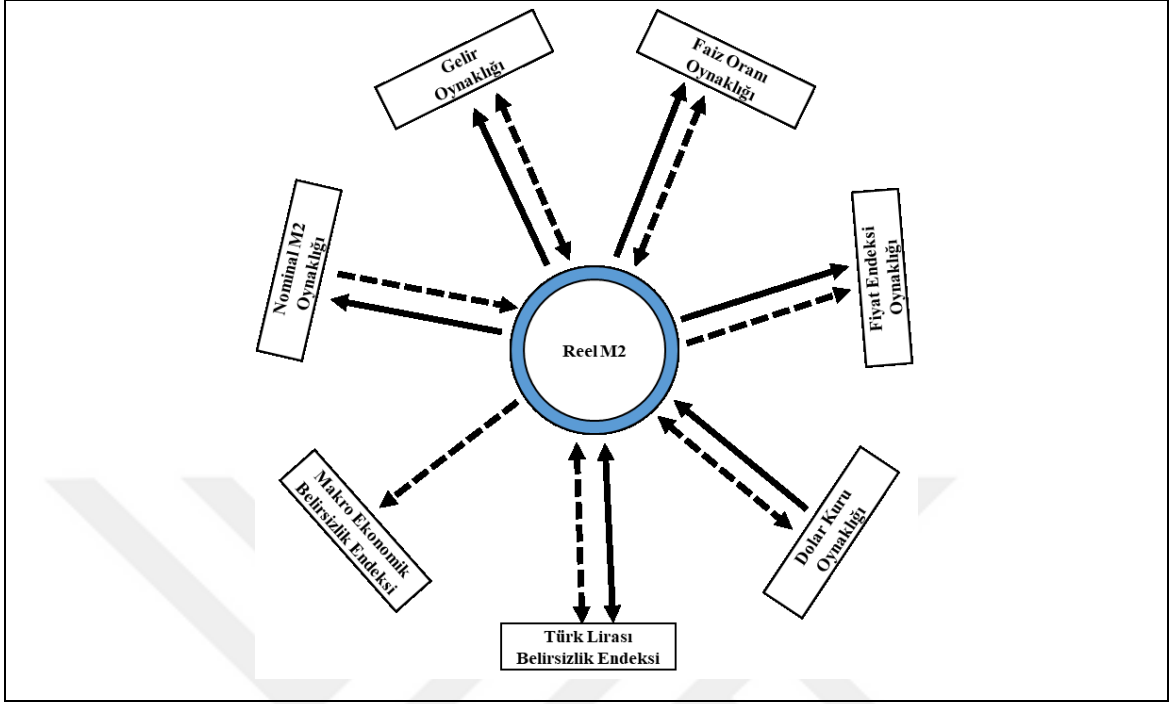
Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemine ait bulgular incelendiğinde ise reel M1 ile nominal M1 oynaklık serisi, sanayi üretim endeksi oynaklığı serisi, Türk Lirası belirsizlik endeksi ve makroekonomik belirsizlik endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Bu dönemde dolar kuru oynaklık serisi ile reel M1 arasındaki ana döneme ait çift yönlü nedensellik ilişkisinin dolar kuru oynaklık serisinden reel M1'e doğru tek yönlü olacak şekilde değiştiği görülmektedir. Reel M1'den faiz oranı oynaklığı ve tüketici fiyat endeksi oynaklığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Reel M2 için yapılan analizlere bakıldığında ise sanayi üretim endeksi oynaklığı, faiz oranı oynaklığı, dolar kuru oynaklığı ve Türk Lirası belirsizlik endeksi serileri ile reel M2 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur. Ayrıca reel M2'den tüketici fiyat endeksi oynaklığına ve makroekonomik belirsizlik endekslerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır.

Şekil 2: Reel M1 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Toda-Yamamoto Nedensellik İlişkilerinin Yönü



Not: Düz çizgi (→) ile gösterilmiş ok Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemini, kesikli çizgi (---→) ile gösterilmiş ok Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemini temsil etmektedir.

Şekil 3: Reel M2 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Toda-Yamamoto Nedensellik İlişkilerinin Yönü



Not: Düz çizgi (→) ile gösterilmiş ok Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemini, kesikli çizgi (--->) ile gösterilmiş ok Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemini temsil etmektedir.

Tablo 22'deki bulgular kullanılarak hazırlanan Şekil 2 ve 3'te nedensellik ilişkilerinin yönü ortaya konmuştur. Nedensellik ilişkilerinin yönü incelendiğinde reel M1 ile belirsizlik serileri arasındaki etkileşimin (özellikle çift yönlü nedensellik bakımından) reel M2'ye kıyasla daha belirgin olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda Türkiye için Toda-Yamamoto nedensellik ilişkileri bağlamında Parasal Oynaklık Hipotezi'nin geçerliliğine yönelik reel M1'in daha kuvvetli sonuçlar verdiği ileri sürülebilir.

4.4.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Analizi Bulguları

Bu bölümde, reel M1 ve M2 ile belirsizlik serileri arasındaki asimetrik nedensellik ilişkileri Ocak 2001 – Ağustos 2024 ve Ocak 2008 - Aralık 2020 dönemleri için Hatemi-J nedensellik testi kullanılarak incelenmiştir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. İlgili sonuçlar her bir belirsizlik serisi için ayrı ayrı tablolar kullanılarak raporlanmıştır. İlk olarak Tablo 23'te parasal belirsizlik serilerinin (nominal M1 ve M2 oynaklıkları) pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2 serilerinin pozitif ve negatif şokları arasındaki ilişkilere ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 23: Nominal M1 ve M2 Oynaklıkları ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test İstatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test İstatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_{M1}^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	5.435*	24.595	6.947	4.828	4.435	27.276	8.550	4.611
$\sigma_{M1}^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	0.335	77.319	26.449	16.247	5.703*	21.297	6.750	4.445
$\sigma_{M1}^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	5.420*	25.362	7.268	4.859	4.642*	27.646	8.514	4.607
$\sigma_{M1}^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	11.069**	30.758	7.811	4.650	5.702*	21.079	6.718	4.444
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{M1}^{neg}$	5.399*	21.253	7.298	4.938	3.636	32.653	8.759	4.785
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{M1}^{poz}$	5.365*	21.370	7.307	4.892	3.537	32.299	8.750	4.802
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{M1}^{neg}$	11.207**	29.776	7.801	4.503	5.646*	28.098	6.781	4.488
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{M1}^{poz}$	0.184	46.500	12.608	6.645	5.660*	28.246	6.819	4.474
$\sigma_{M2}^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.248	16.404	7.026	4.683	-	-	-	-
$\sigma_{M2}^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	1.197	134.778	47.576	26.742	2.794	28.578	7.203	4.673
$\sigma_{M2}^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.563	17.461	6.850	4.674	-	-	-	-
$\sigma_{M2}^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	1.135	115.021	39.683	19.954	2.777	28.152	7.202	4.679
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{M2}^{neg}$	0.656	28.348	8.058	4.842	-	-	-	-
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{M2}^{poz}$	0.819	29.004	8.245	4.885	-	-	-	-
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{M2}^{neg}$	1.194	124.509	39.919	21.500	2.798	34.414	7.238	4.674
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{M2}^{poz}$	1.151	95.440	29.554	15.154	2.761	34.619	7.255	4.680

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Geçikme uzunlukları ana dönem için yapılan $\sigma_{M1}^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$ ve $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{M2}^{poz}$ testleri için 7, $LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{M1}^{poz}$ testi için 3, $\sigma_{M2}^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$ test için 11, $\sigma_{M2}^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$ ve $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{M2}^{neg}$ testler için 9 diğer tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir. “-” işareti, değişkenler arasında pozitif tanımlı matris oluşturmayan testler için kullanılmıştır.

Tablo 23'teki bulgulara göre Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için nominal M1 oynaklığının negatif şoklarından; reel M1'in negatif şoklarına doğru en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi varken, pozitif şoklarına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi için incelendiğinde ise bu sefer nominal M1'in negatif şoklarından reel M1'in pozitif şoklarına doğru en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi olduğu, negatif şoklarına doğru ise nedensellik ilişkisi olmadığı görülmüştür. Ayrıca her iki dönem için de nominal M1 oynaklıklarının pozitif şoklarından reel M1'in negatif şoklarına doğru en az %10, pozitif şoklarına doğru ise Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için en az %5, Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi için ise en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur. Elde edilen bu bulgular nominal M1 oynaklığı ile reel M1 arasında kısmi düzeyde her iki dönem için de asimetrik bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ancak M2 parasal büyüklüğü üzerinden oluşturulan seriler açısından durum farklılaşmaktadır. Şöyle ki, nominal M2 oynaklıklarının pozitif ve negatif şokları ile reel M2'nin pozitif ve negatif şokları arasındaki sonuçlar incelendiğinde her iki dönem için de herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılamamıştır. Tüm bu bulgulardan hareketle asimetrik nedensellik bağlamında nominal M1 oynaklığının Türkiye için Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'ni desteklediği görülmektedir.

Tablo 24: Sanayi Üretim Endeksi Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_Y^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.774*	22.840	7.178	4.830	2.399	28.441	9.322	5.292
$\sigma_Y^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	10.968**	31.779	7.328	4.326	5.351*	18.732	6.620	4.530
$\sigma_Y^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.755*	24.292	7.140	4.882	2.115	27.939	9.329	5.344
$\sigma_Y^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	10.898**	31.814	7.381	4.331	5.365*	18.666	6.574	4.546
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_Y^{neg}$	6.794*	23.879	7.382	4.867	1.736	31.191	9.324	5.429
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_Y^{poz}$	6.695*	23.651	7.390	4.920	1.611	30.511	9.394	5.420
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_Y^{neg}$	11.139**	30.308	7.501	4.248	5.611*	24.723	6.633	4.524
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_Y^{poz}$	11.069**	30.126	7.469	4.251	5.343*	24.777	6.698	4.605
$\sigma_Y^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.465	16.087	6.951	4.631	-	-	-	-
$\sigma_Y^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.686*	69.647	15.515	7.527	2.348	25.580	7.487	4.734
$\sigma_Y^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.455	16.404	6.916	4.622	-	-	-	-
$\sigma_Y^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.588*	70.002	15.772	7.532	2.229	25.717	7.577	4.774
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_Y^{neg}$	0.621	24.683	7.371	4.671	-	-	-	-
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_Y^{poz}$	0.313	24.479	7.344	4.637	-	-	-	-
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_Y^{neg}$	11.690*	77.883	16.163	7.725	2.276	31.784	7.162	4.768
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_Y^{poz}$	11.595*	77.709	16.065	7.672	2.245	32.326	7.202	4.737

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Gecikme uzunlukları ana dönem için yapılan $\sigma_Y^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$, $\sigma_Y^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$, $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_Y^{neg}$ ve $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_Y^{poz}$ testleri içi 4 diğer tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir. “-” işareti, değişkenler arasında pozitif tanımlı matris oluşturmayan testler için kullanılmıştır.

Tablo 24'te sanayi üretim endeksi oynaklığının pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2'nin pozitif ve negatif şokları arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine ait bulgular raporlanmıştır. Tablo 24 incelendiğinde sanayi üretim endeksi oynaklığının şoklarından reel parasal büyüklüklere doğru gerçekleşen nedenselliğin her iki dönem için de reel M2'ye kıyasla reel M1 açısından daha belirgin bir yapı sergilediği görülmektedir. Ayrıca bu etkinin reel M1'in negatif şoklarına kıyasla reel M1'in pozitif şoklarında daha yoğun olduğu görülmüştür. Benzer durum reel M1'in pozitif şoklarından sanayi üretim endeksi oynaklığının pozitif ve negatif şoklarına doğru gerçekleşen nedensellik ilişkilerinde de kendini göstermektedir.

Tablo 25: Faiz Oranı Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_i^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	7.056*	23.067	7.134	4.764	2.226	28.182	9.481	5.352
$\sigma_i^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	11.433**	31.980	7.324	4.267	5.503*	19.297	6.548	4.512
$\sigma_i^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.655*	24.301	7.120	4.851	1.973	28.406	9.440	5.381
$\sigma_i^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	11.098**	31.766	7.393	4.350	5.392*	18.724	6.603	4.541
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_i^{neg}$	7.079*	22.816	7.247	4.786	1.697	30.981	9.337	5.434
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_i^{poz}$	6.633*	23.899	7.284	4.849	1.489	30.780	9.441	5.440
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_i^{neg}$	11.625**	30.555	7.425	4.190	5.428*	25.469	6.678	4.523
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_i^{poz}$	11.272**	30.540	7.528	4.244	5.377*	24.754	6.720	4.589
$\sigma_i^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	0.539	18.209	6.575	4.204	-	-	-	-
$\sigma_i^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	12.134*	68.984	15.371	7.533	2.005	26.599	7.689	4.757
$\sigma_i^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.404	15.207	6.824	4.634	-	-	-	-
$\sigma_i^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.595*	69.951	15.599	7.560	1.898	26.189	7.682	4.799
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_i^{neg}$	22.768**	25.149	7.067	4.194	-	-	-	-
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_i^{poz}$	0.359	25.420	8.050	5.059	-	-	-	-
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_i^{neg}$	12.168*	77.331	16.162	7.660	2.027	33.123	7.321	4.774
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_i^{poz}$	11.631*	77.290	16.177	7.721	1.979	32.960	7.328	4.800

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Gecikme uzunlukları ana dönem için yapılan $\sigma_i^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$, $\sigma_i^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$, $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_i^{neg}$ ve $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_i^{poz}$ testler için 4 diğer tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir. “-” işareti, değişkenler arasında pozitif tanımlı matris oluşturmeyen testler için kullanılmıştır.

Tablo 25’te faiz oranı oynaklığının pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2’nin pozitif ve negatif şokları arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine ait bulgular raporlanmıştır. Tablo 25 incelendiğinde, faiz oranı oynaklığı ile reel parasal büyüklükler arasındaki asimetrik nedensellik mekanizmasının, Tablo 24’teki sanayi üretim endeksi oynaklığı ile reel parasal büyüklükler arasındaki mekanizmaya büyük ölçüde benzerlik gösterdiği anlaşılmaktadır. Dönemler bakımından kıyaslama yapıldığında ise nedensellik ilişkilerinin Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde daha belirgin şekilde ve ayrıca reel M1 özelinde çift yönlü gerçekleştiği görülmektedir.

Tablo 26: Tüketici Fiyat Endeksi Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H_0 Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_P^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.411*	23.997	7.075	4.741	1.502	28.486	9.487	5.472
$\sigma_P^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	10.800**	31.710	7.417	4.312	5.364*	18.021	6.602	4.588
$\sigma_P^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.414*	24.103	7.079	4.739	1.493	28.485	9.479	5.468
$\sigma_P^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	10.789**	31.701	7.409	4.316	5.362*	18.018	6.603	4.589
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_P^{neg}$	6.396*	24.241	7.334	4.800	1.146	31.928	9.507	5.501
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_P^{poz}$	6.392*	24.193	7.308	4.810	1.146	31.895	9.508	5.503
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_P^{neg}$	10.973**	30.393	7.487	4.222	5.344*	23.518	6.766	4.602
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_P^{poz}$	10.962**	30.421	7.483	4.219	5.343*	23.520	6.780	4.601
$\sigma_P^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.233	16.430	7.044	4.682	-	-	-	-
$\sigma_P^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.060*	69.598	15.464	7.590	1.694	27.407	7.659	4.823
$\sigma_P^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.235	16.405	7.025	4.687	4.327	22.787	9.670	5.424
$\sigma_P^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.050*	69.636	15.458	7.594	1.692	27.405	7.661	4.824
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_P^{neg}$	0.437	23.527	7.212	4.665	-	-	-	-
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_P^{poz}$	0.437	23.528	7.211	4.666	-	-	-	-
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_P^{neg}$	11.085*	77.543	16.262	7.710	1.738	34.303	7.401	4.821
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_P^{poz}$	11.074*	77.536	16.257	7.716	1.736	34.310	7.404	4.824

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Gecikme uzunlukları ana dönem için yapılan $\sigma_P^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$, $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_P^{neg}$ ve $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_P^{poz}$ testleri için 4 diğer tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir. “-” işareti, değişkenler arasında pozitif tanımlı matris oluşturmeyen testler için kullanılmıştır.

Tablo 26’da tüketici fiyat endeksi oynaklığının pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2’nin pozitif ve negatif şokları arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine ait bulgular raporlanmıştır. Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemine ait bulgular incelendiğinde, tüketici fiyat endeksinin pozitif ve negatif şokları ile reel M1’in negatif şokları arasında en az %10 düzeyinde, pozitif şokları ile ise en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca tüketici fiyat endeksi oynaklığının negatif ve pozitif şokları ile reel M2’nin negatif şokları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilemezken, reel M2’nin pozitif şokları ile en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur.

Tablo 27: Dolar Kuru Oynaklığı ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_{ex}^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.628*	23.823	7.122	4.803	1.641	28.529	9.455	5.400
$\sigma_{ex}^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	10.923**	31.655	7.422	4.293	5.375*	18.309	6.604	4.554
$\sigma_{ex}^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	6.513*	24.083	7.107	4.772	1.683	28.443	9.433	5.404
$\sigma_{ex}^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	10.869**	31.686	7.358	4.346	5.370*	18.179	6.554	4.567
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{ex}^{neg}$	6.555*	24.283	7.283	4.845	1.287	32.591	9.416	5.444
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{ex}^{poz}$	6.492*	24.302	7.251	4.850	1.275	32.048	9.409	5.443
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{ex}^{neg}$	11.097**	30.185	7.478	4.241	5.356*	23.722	6.713	4.599
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{ex}^{poz}$	11.040**	30.259	7.464	4.231	5.352*	23.940	6.764	4.589
$\sigma_{ex}^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.290	16.416	6.970	4.637	-	-	-	-
$\sigma_{ex}^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.321**	69.789	15.438	7.566	1.871	26.034	7.599	4.811
$\sigma_{ex}^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	1.286	16.417	7.002	4.660	-	-	-	-
$\sigma_{ex}^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	11.240*	69.816	15.441	7.587	1.843	26.531	7.599	4.800
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{ex}^{neg}$	0.506	23.917	7.256	4.672	-	-	-	-
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{ex}^{poz}$	0.394	23.844	7.249	4.679	-	-	-	-
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{ex}^{neg}$	11.338*	77.559	15.989	7.709	1.909	33.787	7.330	4.770
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{ex}^{poz}$	11.260*	77.596	16.135	7.706	1.872	33.634	7.299	4.774

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Gecikme uzunlukları ana dönem için yapılan $\sigma_{ex}^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$, $\sigma_{ex}^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$ ve $LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{ex}^{poz}$ testleri için 4 diğer tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir. “-” işareti, değişkenler arasında pozitif tanımlı matris oluşturmayan testler için kullanılmıştır.

Tablo 27’de dolar kuru oynaklığının pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2’nin pozitif ve negatif şokları arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine ait bulgular raporlanmıştır. Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemine ait bulgular incelendiğinde, dolar kuru oynaklığının pozitif ve negatif şokları ile reel M1’in negatif şokları arasında en az %10 düzeyinde, pozitif şokları ile ise en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca dolar kuru oynaklığının negatif ve pozitif şokları ile reel M2’nin negatif şokları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilemezken, reel M2’nin pozitif şokları ile en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemine ilişkin bulgular incelendiğinde dolar kurunun pozitif ve negatif şokları ile reel M1’in pozitif şokları arasında en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ancak dolar kurunun pozitif ve negatif şokları ile reel M1’in negatif şokları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Tablo 28: Türk Lirası Belirsizlik Endeksi Serisi ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_{TL}^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	7.922**	12.759	6.888	4.968	11.128**	23.106	9.392	5.182
$\sigma_{TL}^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	8.722**	11.977	6.899	5.064	6.716	29.605	12.881	7.912
$\sigma_{TL}^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	1.455	17.016	8.905	5.679	1.589	17.948	9.080	5.874
$\sigma_{TL}^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	11.430**	16.043	7.932	5.364	9.893**	19.739	8.490	5.493
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{TL}^{neg}$	8.195**	13.600	6.844	4.881	10.755**	23.587	9.029	5.043
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{TL}^{poz}$	1.412	17.778	8.805	5.533	2.049	18.203	8.867	5.768
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{TL}^{neg}$	8.495**	11.929	7.062	5.110	7.707	41.247	20.147	13.232
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{TL}^{poz}$	11.531**	14.988	8.005	5.364	10.250**	18.021	8.386	5.386
$\sigma_{TL}^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	8.730**	12.789	6.828	5.010	8.502**	29.983	7.717	4.307
$\sigma_{TL}^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	4.684	11.921	7.118	5.134	0.076	24.407	9.932	5.643
$\sigma_{TL}^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	11.011**	16.944	8.870	5.892	9.435**	23.125	9.256	5.179
$\sigma_{TL}^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	13.865**	15.686	7.878	5.310	7.054*	18.055	8.661	5.615
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{TL}^{neg}$	5.353*	11.738	6.897	4.895	8.580**	33.107	8.195	4.360
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{TL}^{poz}$	17.036***	16.635	8.712	6.003	10.029**	20.702	9.047	5.186
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{TL}^{neg}$	3.861	11.992	6.875	5.040	0.022	24.795	9.460	5.603
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{TL}^{poz}$	13.391**	15.816	7.809	5.212	7.628*	18.604	8.436	5.381

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Gecikme uzunlukları alt dönem için yapılan $\sigma_{TL}^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$ testi için 3 ve $LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{TL}^{neg}$ testi için 5 diğer tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir.

Tablo 28'de Türk Lirası belirsizlik endeksinin pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2'nin pozitif ve negatif şokları arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine ait bulgular raporlanmıştır. Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemine ait bulgular incelendiğinde Türk Lirası belirsizlik endeksinin negatif ve pozitif şokları ile reel M1'in pozitif şokları arasında en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde Türk Lirası belirsizlik endeksinin negatif şoku ile reel M1'in negatif şoku arasında en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi varken, Türk Lirası belirsizlik endeksinin pozitif şoku ile reel M1'in negatif şoku arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı görülmüştür. Türk Lirası belirsizlik endeksi ile reel M1 arasındaki bulgular incelendiğinde nedensellik ilişkisi Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde daha belirgindir. Ocak 2008 – Aralık 2020 döneminde ise sadece Türk Lirası belirsizlik endeksinin negatif şoku ile reel M1'in negatif şoku arasında ve Türk Lirası belirsizlik endeksinin pozitif şoku ile reel M1'in pozitif şoku arasında en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır.

Türk Lirası belirsizlik endeksi ile reel M2 arasındaki asimetrik nedensellik analizi sonuçlarına bakıldığında iki dönem için de benzer bir dinamik söz konusudur. Şöyle ki, her iki dönem için de Türk Lirası belirsizlik endeksinin negatif ve pozitif şokları ile reel M2'nin negatif şoku arasında en

az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu ve benzer şekilde bu çift yönlü nedensellik ilişkisinin her iki değişkenin pozitif şokları arasında da gerçekleştiği saptanmıştır. Türk Lirası belirsizlik endeksinin negatif şoku ile reel M2'nin pozitif şoku arasında ise her iki dönem içinde herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılamamıştır.

Tablo 29: Makroekonomik Belirsizlik Endeksi Serisi ile Reel Parasal Büyüklükler Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	2001-2024 Dönemi				2008-2020 Dönemi			
	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV	MWALD Test istatistiği	%1 CV	%5 CV	%10 CV
$\sigma_{ME}^{neg} \nrightarrow LRM1^{neg}$	9.615**	13.070	6.929	4.827	5.409*	25.286	9.185	5.135
$\sigma_{ME}^{neg} \nrightarrow LRM1^{poz}$	3.532	12.136	7.034	5.054	1.234	24.825	9.105	5.020
$\sigma_{ME}^{poz} \nrightarrow LRM1^{neg}$	0.394	21.837	9.049	5.213	2.340	23.021	9.191	5.328
$\sigma_{ME}^{poz} \nrightarrow LRM1^{poz}$	1.743	23.496	11.486	7.789	7.590*	24.390	8.552	4.773
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{ME}^{neg}$	10.665**	13.274	7.049	4.948	5.043*	24.226	8.870	5.022
$LRM1^{neg} \nrightarrow \sigma_{ME}^{poz}$	0.493	21.501	9.255	5.075	0.351	29.256	8.848	4.753
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{ME}^{neg}$	11.991***	11.989	6.989	5.004	1.170	23.210	9.292	5.217
$LRM1^{poz} \nrightarrow \sigma_{ME}^{poz}$	21.520***	20.240	10.744	7.508	5.827*	24.615	7.953	4.747
$\sigma_{ME}^{neg} \nrightarrow LRM2^{neg}$	6.092*	12.662	6.771	4.955	4.500*	35.954	8.242	4.349
$\sigma_{ME}^{neg} \nrightarrow LRM2^{poz}$	4.601	11.975	6.898	4.980	0.068	24.646	9.150	5.474
$\sigma_{ME}^{poz} \nrightarrow LRM2^{neg}$	7.217*	19.387	9.021	5.806	2.715	27.623	7.905	4.540
$\sigma_{ME}^{poz} \nrightarrow LRM2^{poz}$	10.059**	17.487	7.999	5.173	7.008*	24.248	9.210	5.169
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{ME}^{neg}$	1.486	12.072	6.782	4.944	4.303	31.591	7.998	4.395
$LRM2^{neg} \nrightarrow \sigma_{ME}^{poz}$	13.595**	17.948	9.507	6.245	3.950	29.617	7.454	4.768
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{ME}^{neg}$	4.672	12.107	6.931	4.947	0.073	25.338	9.513	5.540
$LRM2^{poz} \nrightarrow \sigma_{ME}^{poz}$	10.035**	17.956	8.348	5.233	5.998*	24.299	8.250	4.655

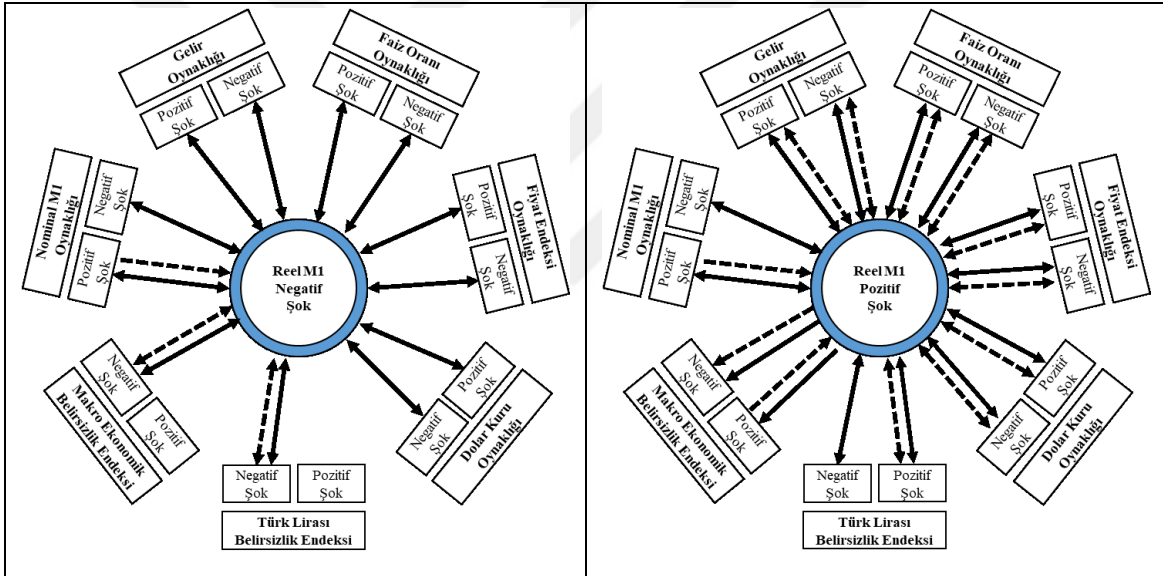
Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Gecikme uzunlukları tüm testler için her iki dönemde de 2 bulunmuştur. Bootstrap sayısı 10000'dir.

Tablo 29'da makroekonomik belirsizlik endeksinin pozitif ve negatif şokları ile reel M1 ve M2'nin pozitif ve negatif şokları arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine ait bulgular raporlanmıştır. Makroekonomik belirsizlik endeksinin negatif şoku ile reel M1'in negatif şoku arasında Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi için en az %5 düzeyinde, Ocak 2008 – Aralık 2020 döneminde ise en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Makroekonomik belirsizlik endeksinin pozitif şoku ile reel M1'in negatif şoku arasında ise iki dönem için de herhangi bir nedensellik ilişkisi görülmemektedir. Makroekonomik belirsizlik endeksinin negatif şokundan reel M1'in pozitif şokuna doğru her iki dönem için de herhangi bir nedensellik ilişkisi yokken, reel M1'in pozitif şokundan makroekonomik belirsizlik endeksinin negatif şokuna doğru sadece Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır. Ayrıca reel M1'in pozitif şokundan makroekonomik belirsizlik endeksinin pozitif şokuna doğru Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı tek yönlü nedensellik ilişkisinin,

Ocak 2008 – Aralık 2020 döneminde en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisine dönüştüğü görülmektedir.

Makroekonomik belirsizlik endeksinin negatif şokundan reel M2'nin negatif şokuna doğru her iki dönem içinde tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu, reel M2'nin pozitif şoku ile herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Makroekonomik belirsizlik endeksinin pozitif şoku ile reel M2'nin pozitif şoku arasında her iki dönem için çift yönlü nedensellik ilişkisi varken, reel M2'nin pozitif şoku ile sadece Ocak 2001 – Ağustos 2020 döneminde çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri doğrultusunda raporlanan Tablo 23, 24, 25, 26, 27, 28 ve 29'daki bulgulardan hareketle reel M1 ve M2'nin oynaklık serileri ile olan nedensellik ilişkilerinin yönü Şekil 4 ve 5 yardımıyla detaylı bir biçimde sunulmuştur.

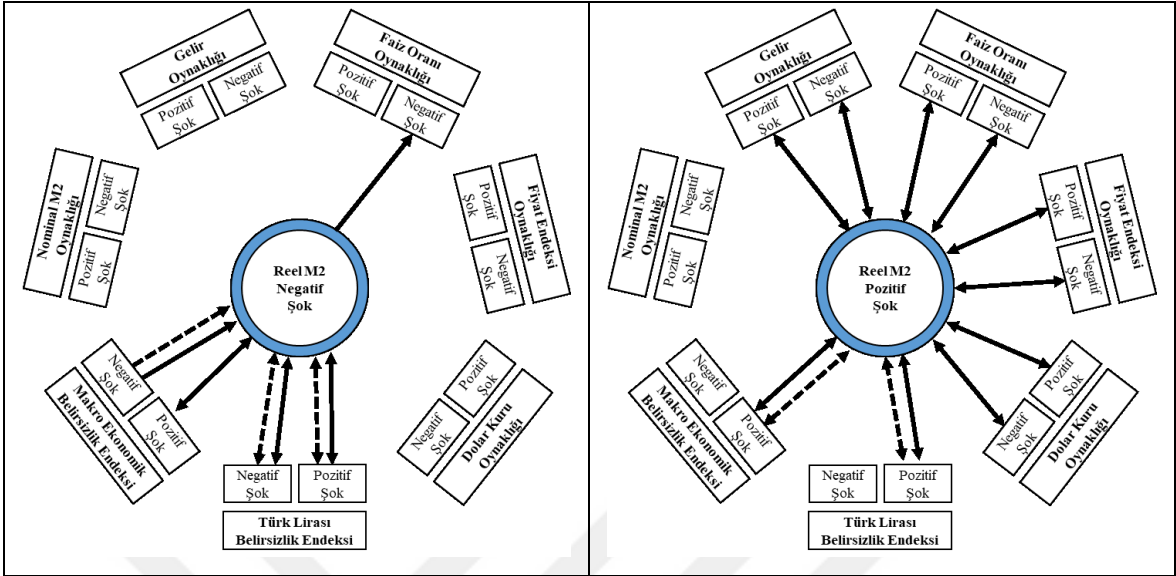
Şekil 4: Reel M1 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik İlişkilerinin Yönü



Not: Düz çizgi (→) ile gösterilmiş ok Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi, kesik çizgi (---) ile gösterilmiş ok Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi temsil etmektedir.

Şekil 4'ten görüldüğü gibi reel M1'deki artışlar (pozitif şoklar) azalışlara (negatif şoklar) kıyasla oynaklık serilerindeki pozitif ve negatif şoklara nedensellik ilişkilerinin yoğunluğu bakımından daha duyarlıdır. Bu bulgu, Friedman'ın Parasal Oynaklık Hipotezi'nde ileri sürdüğü artan ekonomik belirsizliğin para talebini artıracak yönündeki görüşünün Türkiye bağlamında geçerli olabileceğine yönelik önemli bir kanıt oluşturmaktadır. Ayrıca reel M1 ile belirsizlik serileri arasındaki nedensellik ilişkilerinin Şekil 5'te sunulan reel M2'nin belirsizlik serileriyle arasındaki nedensellik ilişkilerine kıyasla daha belirgindir. Diğer bir ifadeyle reel M1 reel M2'ye kıyasla ekonomik belirsizliklere daha duyarlıdır.

Şekil 5: Reel M2 ile Belirsizlik Serileri Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik İlişkilerinin Yönü



Not: Düz çizgi (→) ile gösterilmiş ok Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemini, kesikli çizgi (---→) ile gösterilmiş ok Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemini temsil etmektedir.

Şekil 5'te Şekil 4'tekine benzer biçimde reel M2'deki artışlar (pozitif şoklar) azalışlara (negatif şoklar) kıyasla oynaklık serilerindeki pozitif ve negatif şoklara nedensellik ilişkilerinin yoğunluğu bakımından daha duyarlıdır. Ayrıca reel M2'nin pozitif şoklarının Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi özelinde reel M1'e kıyasla daha kısmi düzeyde de olsa Türkiye için Parasal Oynaklık Hipotezi'ni desteklediği ileri sürülebilir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Belirsizliğin hemen her alanda yaygın olduğu ekonomilerde, iktisadi aktörlerin davranışsal eğilimlerinin rasyonel bir şekilde tahmin edilmesi, ekonomik karar alma süreçlerinin etkinliği açısından büyük bir önem taşımaktadır. Bireyler ve firmalar, yatırım, tasarruf ve tüketim kararlarını geleceğe ilişkin beklentilerine göre şekillendirirken, başta merkez bankaları olmak üzere para politikası otoriteleri ve politika yapıcılar da ekonomik istikrarı sağlamak amacıyla bu kararları öngörmeye çalışmaktadır. Ancak, belirsizlik ortamlarında iktisadi aktörlerin karar alma süreçleri karmaşık hale gelmekte ve geleneksel ekonomik modellerin sunduğu tahmin gücü zayıflamaktadır. Bu nedenle, belirsizlik faktörlerini içeren modeller geliştirilerek, ekonomik dinamiklerin daha gerçekçi bir çerçevede analiz edilmesi gerekmektedir. Belirsizlik, özellikle para talebi üzerindeki etkileri açısından önemli bir belirleyicidir. Para talebi, bireylerin ve firmaların likidite tercihlerine, yatırım kararlarına ve risk algılarına duyarlı olmakta, belirsizlik koşullarında bu tercihler önemli ölçüde değişebilmektedir. Finansal krizler, döviz kuru oynaklıkları, enflasyon belirsizliği ve politik istikrarsızlık gibi unsurlar, ekonomik aktörlerin daha fazla nakit tutma veya alternatif yatırım araçlarına yönelme kararlarını doğrudan etkileyerek para talebi fonksiyonunun istikrarını bozabilmektedir.

Belirsizlikle para talebi arasındaki ilişkiyi araştıran ampirik çalışmalar incelendiğinde belirsizlik koşullarının genel olarak para arzı oynaklığı, sanayi üretim endeksi oynaklığı ve döviz kuru oynaklığı gibi temsili değişkenler baz alınarak dikkate alındığı görülmektedir. Literatürde, yalnızca sınırlı sayıda çalışmada endeks bazlı belirsizlik ölçümlerine yer verildiği saptanmıştır. Endeks bazlı belirsizlik ölçümlerinin, birden fazla göstergenin birleşimiyle oluşturulması nedeniyle, değişken bazlı ölçümlere kıyasla genel belirsizlik düzeyini daha sağlıklı yansıttığı savunulabilir. Bu doğrultuda bu çalışmada değişken bazlı belirsizlik ölçümlerinin (parasal belirsizliği temsilen nominal M1 ve M2 oynaklıkları, gelir belirsizliğini temsilen sanayi üretim endeksi oynaklığı, faiz belirsizliğini temsilen 3 aylık mevduat faiz oranı oynaklığı ve döviz kuru belirsizliğini temsilen ABD doları kuru oynaklığı) yanı sıra endeks bazlı belirsizlik ölçümleri (Türk Lirası belirsizlik endeksi ve makroekonomik belirsizlik endeksi) de kullanılmıştır. Çalışmada Türkiye açısından belirsizliğin reel para talebi davranışları üzerindeki etkisi Ocak 2001 – Ağustos 2024 dönemi ile Ocak 2000 – Aralık 2020 dönemi için simetrik ve asimetrik bakımdan eşbütünleşme ve nedensellik analizleri doğrultusunda incelenmiştir. Toplam 7 adet belirsizlik ölçümünün kullanıldığı çalışmada 4 adet para talebi modeli oluşturulmuş ve her bir modele belirsizlik ölçümleri teker teker eklenerek analizler gerçekleştirilmiştir. ARDL ve NARDL analizleri bakımından dönemler arasında kıyaslama yapıldığında Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi

için yapılan analizlerin istatistiksel bakımdan daha güvenilir sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi kapsamında kurulan tüm alt modellere ait sonuçlar incelendiğinde genel olarak aşağıdaki bulgular elde edilmiştir.

Analize tabi tutulan tüm modellere ait sonuçlar incelendiğinde, geliri temsilen kullanılan sanayi üretim endeksinin uzun dönemde hem reel M1 hem de reel M2 üzerindeki etkisinin pozitif olduğu, kısa dönemde ise negatif yönlü bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, Türkiye ekonomisinde kısa dönemde sanayi üretimindeki artışın likidite talebini azaltıcı bir etki yarattığını, ancak uzun dönemde gelir seviyesindeki artışın para talebini artırdığını göstermektedir. Kısa dönemde gözlemlenen negatif ilişki, sanayi üretiminin arttığı dönemlerde iktisadi aktörlerin daha yüksek getiri sağlayan finansal araçlara yönelme eğiliminde olduğunu ve bunun da para talebinde azalmaya neden olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum, kısa dönemde ikame etkisinin baskın olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, uzun dönemde gelir artışı, hanhalklarının ve firmaların daha fazla işlem yapmak için daha fazla para tutma gereksinimi duymasına yol açarak gelir etkisinin ön plana çıkmasına neden olmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar, Türkiye’de para talebinin gelir düzeyindeki değişimlere duyarlı olduğunu ve ekonomik büyümenin para talebi üzerindeki etkisinin zaman içinde farklı yönlerde şekillenebileceğini ortaya koymaktadır.

Faiz oranının reel parasal büyüklükler üzerindeki etkileri değerlendirildiğinde, uzun dönemde negatif yönlü ilişkinin varlığı, klasik para talebi teorileriyle uyumlu bir şekilde, faiz oranının paranın elde tutulmasının fırsat maliyetini artırdığına işaret etmektedir. Bu durum, hem likit varlıkları içeren reel M1’in hem de vadeli mevduatları da kapsayan reel M2’nin uzun dönemde faiz oranı karşısında azalma eğiliminde olduğunu göstermektedir. Faiz oranının reel M2 üzerindeki azaltıcı etkisi uzun dönemde ikame etkisinin baskın olduğunu, yani bireylerin ve firmaların para yerine daha yüksek getiri sunan alternatif finansal araçlara yöneldiğini göstermektedir. Kısa dönemde reel M1 üzerindeki negatif etki, bireylerin faiz oranı yükseldiğinde elde tuttıkları likit parasal varlık miktarını azalttığını, yani işlem veya ihtiyat güdüsüyle para tutma eğilimlerinin zayıfladığını göstermektedir. Buna karşılık, reel M2 üzerindeki faiz oranının ağırlıklı olarak pozitif etkisi, bireylerin kısa dönemde faiz getirili tasarruf araçlarına yönelme eğilimine girdiklerini ve vadeli mevduatları tercih ettiklerini göstermektedir. Dolayısıyla kısa dönemde faiz oranı artışı, para talebinin bileşiminde bir kayma yaratarak, daha likit varlıklardan daha az likit ama getirili varlıklara yönelimi yansıtmakta; bu da para talebinin niteliğinin faiz oranına duyarlı olduğunu göstermektedir.

Analiz edilen tüm modellerde, enflasyonun reel parasal büyüklükler üzerindeki etkisinin faiz oranına benzer bir yapı sergilediği ve uzun dönemde negatif yönlü olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, enflasyonun artmasıyla birlikte parayı elde tutmanın fırsat maliyetinin yükseldiğini ve reel M2 bağlamında iktisadi aktörlerin alternatif yatırım araçlarına yönelerek ikame etkisinin gerçekleştiğini göstermektedir. Kısa dönem sonuçları incelendiğinde, enflasyonun reel M1

üzerinde negatif, reel M2 üzerinde ise pozitif yönlü bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Bu durum, bireylerin ve firmaların kısa dönemde enflasyonist ortamda daha fazla faiz getirisi sağlayan vadeli mevduat gibi finansal araçlara yöneldiğini ve geniş para arzı içinde yer alan unsurların talebinin arttığını ortaya koymaktadır. Genel olarak elde edilen bulgular, enflasyonun para talebi üzerindeki etkisinin zaman içinde farklılaştığını ve iktisadi aktörlerin enflasyon karşısında daha yüksek getiri sunan finansal araçlara yönelerek likidite tercihlerinde değişiklik yaptığını ortaya koymaktadır.

Dolar kurunun ise, sanayi üretim endeksine benzer şekilde, uzun dönemde kurulan tüm modellerde reel parasal büyüklükleri pozitif yönlü etkilediği bulunmuştur. Bu durum, Türkiye için uzun dönemde dolar kuru üzerinden servet etkisinin baskın olduğunu göstermektedir. Ancak kısa dönemde dolar kurunun reel parasal büyüklükler üzerindeki etkisinin ağırlıklı olarak negatif yönlü olduğu saptanmıştır. Kısa dönemli bu sonuç, ikame etkisine işaret etmektedir.

Nominal para arzı oynaklığını içeren modellerde, ARDL ve NARDL analizleri güçlü bir eşbütünlüşme ilişkisi göstermiştir. ARDL sonuçlarına göre uzun dönemde reel para talebi nominal para arzı oynaklıklarından etkilenmezken, kısa dönemde oynaklık bilhassa reel M2'ye olan talebi azaltarak ekonomik birimleri Türk Lirası dışındaki alternatif yatırım araçlarına yönlendirmektedir. NARDL sonuçlarına göre ise, uzun dönemli asimetric etkinin sadece reel M1 için gerçekleştiği ve parasal oynaklıktaki pozitif şokların etkisi daha yüksek olmakla birlikte, negatif şokların da reel M1 talebini artırıcı yönde etkilediği görülmüştür. Bu durum, ekonomik birimlerin uzun dönemde belirsizliklere alıştığını ve parasal varlıkları bir güvence olarak tercih ettiğini göstermektedir. NARDL analizlerine ait kısa dönem sonuçları incelendiğinde ise ekonomik birimlerin parasal oynaklıklara karşı uzun döneme kıyasla daha yoğun bir şekilde asimetric davranışlar sergiledikleri tespit edilmiştir. Parasal oynaklıktaki pozitif şoklar kısa dönemde Türk Lirasının değer kaybetme riskini, yüksek enflasyon beklentilerini ve finansal istikrarsızlık endişelerini artırarak ekonomik birimlerin reel para talebini azaltmakta, parasal oynaklıktaki negatif şoklar ise reel para talebini artırarak ekonomik birimlerin kısa dönemde parasal varlıklara olan güvenlerini artırmaktadır. Bu sonuçlar, Türkiye ekonomisinin yapısal özelliklerinden kaynaklanan belirsizlik algısı ve güven unsuru nedeniyle kısa dönemde ekonomik birimlerin parasal belirsizlik karşısında farklı risk algıları geliştirdiğini ve para talebi davranışlarının şokların yönüne göre değiştiğini açıkça ortaya koymaktadır. ARDL ve NARDL sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, Türkiye ekonomisi için parasal oynaklığın etkilerinin yöntem ve dönem bazında farklılaştığı; uzun dönemde genel olarak belirsizliğe adaptasyonun söz konusu olduğu, kısa dönemde ise belirsizlik algısının ekonomik birimlerin para tutma davranışlarında belirleyici olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca Türkiye için uzun dönemde Parasal Oynaklık Hipotezi'nin kısmen geçerli olabileceği, kısa dönemde ise hipotezin aksi yönde davranışlar gerçekleştiği bulunmuştur. Bu bulgular Mısır için gerçekleştirilen Balamoune-Lutz ve Haughton (2004), ABD için gerçekleştirilen Sertelis ve Shahmoradi (2006), Filipinler için yapılan Baunto ve diğerleri (2011), Kore için yapılan Bahmani-Oskooe ve Bahmani (2014) ve Nijerya için yapılan El-Rasheed vd. (2017) çalışmalarıyla kısmen uyumlu bulunmuştur.

Ayrıca elde edilen bulgular Almanya için Brüggemann ve Nautz (1997), Kore için Bahmani-Oskooe ve Bahmani (2014) ve Gana için Iyke ve Ho (2017) tarafından yapılan çalışmaların bulgularıyla çelişmektedir.

Gelir belirsizliğini temsilen sanayi üretim endeksi oynaklığının dahil edildiği modellere ait ARDL sonuçları incelendiğinde, ekonomik birimlerin gelir belirsizliğine uzun dönemde uyum sağladıkları ve belirsizlikten kaynaklı risklerin para talebi davranışlarını belirgin ölçüde değiştirmedikleri saptanmıştır. NARDL analizlerinde ise uzun dönemde gelir belirsizliğindeki pozitif şokların reel M1 talebini artırdığı görülmektedir. Ekonomik birimlerin uzun dönemde belirsizlik koşullarına uyum sağlayarak ihtiyati güdüyle daha fazla likiditeyi tercih ettiği anlaşılmaktadır. Kısa dönem ARDL analizlerine göre ise gelir belirsizliğinin reel M1 üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken reel M2 üzerinde pozitif etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Buna karşılık NARDL analizinin kısa dönem sonuçları, ani ve güçlü gelir belirsizliği artışlarının reel M2 üzerinde negatif etkiler yarattığını ortaya koymaktadır. ARDL ve NARDL analizlerinde kısa dönemde reel M2 talebine yönelik ortaya çıkan bu davranışsal farklılık iktisadi açıdan son derece önemlidir. İlk bakışta çelişki olarak görülen bu farklı sonuçlar, ekonomik birimlerin gelir belirsizliği karşısında tek tip davranış göstermediğini; belirsizliğin düzeyi, yönü ve şiddetine göre farklı risk algılarıyla hareket ettiklerini açıkça ortaya koymaktadır. ARDL yöntemine ait sonuçlar ekonomik birimlerin gelir belirsizliğine karşı ihtiyati davranarak daha geniş kapsamlı likit varlıklara yöneldiklerini gösterirken, NARDL yöntemine ait sonuçlar ani ve şiddetli belirsizlik artışı durumlarında likit varlıklar yerine alternatif yatırım araçlarının tercih edildiğini ortaya koymaktadır. Bu farklı davranışlar, ekonomik birimlerin gelir belirsizliği karşısında tek tip davranışlar yerine daha dinamik tepkiler verdiklerini ortaya koymasından oldukça önemlidir. Gelir belirsizliğini, temsilen sanayi üretim endeksi oynaklığı özelinde elde edilen bu bulgular literatürdeki Avusturalya için yapılan Bahmani – Oskooe ve Xi (2011), Bahmani-Oskooe ve diğerleri (2013), 21 Afrika ülkesi için yapılan Bahmani- Oskooe ve Kones (2014) ve bazı Asya ülkeleri için yapılan Bahmani-Oskooe ve Xi (2014) ve Tayland için yapılan Bahmani-Oskooe vd. (2015) çalışmalarında elde edilen bulgularla kısmen tutarlı bulunmuştur. Ancak elde edilen sonuçlar Çin için yapılan Bahmani-Oskooe vd. (2012), Kore için yapılan Bahmani-Oskooe ve Baek (2017), Nijerya için yapılan Aworinde (2018) ve Türkiye için yapılan Güney (2017) çalışmalarındaki bulgularla kısmen çelişmektedir.

Faiz oranı oynaklığının dahil edildiği modellere ait sonuçlar incelendiğinde, ekonomik birimlerin faiz oranı belirsizliğini para talebi kararlarında kritik bir risk faktörü olarak değerlendirmediklerini, uzun dönemde yalnızca reel M1 için kurulan NARDL modelinde faiz oranı oynaklığının anlamlı bir etkisinin bulunduğu görülmüştür. Kısa dönemde de ARDL analizinde herhangi bir etki bulunmamış, sadece NARDL analizinde pozitif ve negatif şokların asimetrik şekilde reel M1 para talebini artırdığı görülmüştür. Tüm bu bulgular, faiz oranı belirsizliğinin Türkiye’de genel anlamda ekonomik birimlerin para talebi davranışlarında güçlü bir belirleyici

olmadığını ortaya koymaktadır. Bu bulguların ABD için gerçekleştirilen faiz oranı oynaklığının para talebi üzerinde etkisiz bulunduğu Darrat ve Suliman (1994) çalışmalarıyla uyumlu bulunurken, İtalya için yapılan Ewing (1996) çalışmasına ait bulguyla kısmen çelişmektedir.

Tüketici fiyat endeksi oynaklığının dahil edildiği modellere ilişkin uzun dönem ARDL sonuçları, bu değişkenin reel para talebi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve tutarlı bir etkisi olmadığını göstermektedir. Buna karşılık, uzun dönem NARDL sonuçları pozitif ve negatif şokların hem reel M1 hem de reel M2 talebi üzerinde genel olarak anlamlı ve artırıcı etkiler yarattığını ortaya koymaktadır. NARDL sonuçlarına göre yalnızca reel M1 için uzun dönemde asimetric bir etki olduğu görülmüş; diğer modellerde ise şokların etkileri benzer büyüklükte ve aynı yönde olduğu için, simetrik bir yapı sergiledikleri tespit edilmiştir. Bu bulgular, ekonomik birimlerin uzun dönemde oynaklığın yönünden ziyade genel varlığına duyarlılık geliştirdiğini ve ihtiyat amacıyla parasal varlık talebini artırdıklarını düşündürmektedir. Kısa dönem ARDL sonuçlarında ise TÜFE oynaklığının reel M2 talebini azalttığı, buna karşın oynaklık artışının reel M1 talebini artırdığı görülmüştür. Bu durum, kısa dönemde bireylerin tasarruf araçlarına olan güveninin zayıflayarak geniş para arzından uzaklaştıklarını, ancak işlem ve ihtiyat güdüsüyle daha fazla likidite talep ettiklerini göstermektedir. Kısa dönem NARDL sonuçları ise uzun döneme kıyasla daha belirgin bir asimetric yapı sunmakta; pozitif şoklar para talebini azaltırken, negatif şoklar artırmaktadır. Bu sonuçlar, kısa dönemde ekonomik birimlerin belirsizlik karşısında daha duyarlı ve hızlı tepkiler verdiğini, artan oynaklığın güveni zedeleyerek para talebini zayıflatıldığını, azalan oynaklığın ise güveni artırarak para talebini desteklediğini göstermektedir. Genel olarak TÜFE oynaklığının para talebi üzerindeki etkisi kullanılan modele, döneme ve para arzı tanımına göre farklılık göstermekte; uzun dönemde yalnızca reel M1 üzerine anlamlı bir asimetric etki ortaya çıkarken, kısa dönemde özellikle reel M2 talebi üzerinde asimetric etkiler öne çıkmaktadır. Elde edilen bulgular Türkiye için yapılan Özdemir ve Saygılı (2013) ve Şahin (2013) çalışmalarında elde edilen bulguları kısmen desteklemektedir.

Döviz kuru oynaklığının para talebi üzerindeki etkileri kısa ve uzun dönem açısından farklılık göstermektedir. Uzun dönem ARDL sonuçlarına göre, genel olarak döviz kuru oynaklığı para talebi üzerinde anlamlı bir etki yaratmamaktadır; yalnızca reel M2 için pozitif ve sınırlı düzeyde anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. NARDL yöntemine ait uzun dönem sonuçlarına göre ise pozitif ve negatif şoklar para talebini azaltıcı yönde etki göstermiş, ancak bu etkiler yalnızca reel M1 için anlamlı bulunmuştur. Kısa dönem ARDL ve NARDL bulguları birlikte değerlendirildiğinde, döviz kuru oynaklığının reel M1 para talebini artırdığı, reel M2 talebini ise azalttığı anlaşılmaktadır. Bu sonuç, kısa dönemde bireylerin belirsizlik karşısında daha yüksek likiditeye yönelme eğiliminde olduklarını göstermektedir. Özellikle reel M1 talebindeki artış, işlem ve ihtiyat güdüsünün güçlendiğine işaret ederken, reel M2 talebindeki azalma ise bireylerin vadeli tasarruflardan çıkarak daha esnek hareket edebilmek için likit pozisyonlarını artırdığını düşündürmektedir. Bu davranış, yalnızca korunma refleksiyle değil, aynı zamanda spekülative amaçlı para talebinin öne çıktığını da

göstermektedir. Döviz kuru oynaklığı karşısında bireylerin vadeli araçlardan çıkarak, fırsatları değerlendirebilmek için elde likit varlık tutma isteği artmakta, bu da kısa dönemli para talebi davranışlarını şekillendiren önemli bir unsur haline gelmektedir. Genel olarak değerlendirildiğinde, döviz kuru oynaklığı kısa dönemde para talebini özellikle likit varlıklar lehine yeniden şekillendirirken, uzun dönemde etkiler sınırlı kalmakta ve modele göre farklılık göstermektedir. Elde edilen bu bulgular İran için yapılan Bahmani ve Bahmani-Oskooee (2012) ve Türkiye için yapılan Korkmaz ve Topbaş (2017) çalışmasındaki bulguları desteklerken, gelişmekte olan ülkeler için gerçekleştirilen Bahmani (2013) çalışmasındaki bulguları desteklememektedir.

Türk Lirası Belirsizlik Endeksi'nin dahil edildiği modellere ait uzun dönem sonuçlarına göre, ARDL analizlerinde belirsizlik endeksinin reel M1 ve M2 üzerindeki etkisi genel olarak pozitif işaretli olsa da, bu etkinin kısmen anlamlı olduğu görülmüştür. Bu bulgu, uzun dönemde belirsizliğin para talebi üzerindeki etkisinin sınırlı olduğunu, ancak bazı durumlarda bireylerin daha fazla parasal varlık tutma eğiliminde olabileceğini göstermektedir. NARDL yöntemine ait uzun dönem sonuçlarına göre ise pozitif ve negatif şoklar tüm modellerde para talebini azaltmaktadır. Bu durum, uzun dönemde belirsizliğin yönünden bağımsız olarak bireylerin para talebini azalttığını ve istikrarsızlık algısının kalıcı hale gelmesi durumunda ulusal parayı tutma eğiliminin zayıfladığını göstermektedir. NARDL sonuçları incelendiğinde Türk Lirası belirsizliğinden sadece reel M1 üzerine asimetrik bir etki olduğu; reel M2 için ise pozitif ve negatif şokların katsayılarının yönü ve büyüklüğü benzer olduğu için simetrik bir etki olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönem ARDL sonuçlarına göre ise belirsizlik reel M1 talebini azaltırken, reel M2 talebini artırmaktadır. Bu farklılık, bireylerin kısa dönemde daha az likidite tutup tasarruf araçlarına yönelmeyi tercih ettiklerini ortaya koymaktadır. Kısa dönem NARDL bulguları ise pozitif şokların hem reel M1 hem de reel M2 talebini artırdığını, negatif şokların ise para talebini azalttığını göstermektedir. Bu sonuçlar, kısa dönemde bireylerin artan belirsizlik ortamında ihtiyat amacıyla para tutma eğilimini artırdığını; belirsizlik azaldığında ise bu eğilimin zayıfladığını göstermektedir. Pozitif ve negatif şoklara verilen farklı yönlü tepkiler, kısa dönem için açık bir asimetrik davranış sergilediğini ortaya koymaktadır. Genel olarak değerlendirildiğinde, Türk Lirasına yönelik belirsizlikler kısa dönemde para talebini artırıcı, uzun dönemde ise azaltıcı bir etki yaratmaktadır.

Makroekonomik Belirsizlik Endeksi'nin uzun dönem etkisi ARDL analizi bulgularına göre, tüm modellerde pozitif olmakla birlikte yalnızca reel M1 için anlamlı bulunmuştur. Bu durum, uzun dönemde makroekonomik ölçekte belirsizlik artışı karşısında bireylerin kısmen de olsa dar tanımlı ve daha likit parasal varlıkları elde tutma eğilimine girdiğini, geniş para arzı tanımlarında ise anlamlı bir tepki oluşmadığını göstermektedir. NARDL yöntemi neticesinde elde edilen uzun dönem sonuçlarına göre ise pozitif ve negatif şoklar anlamlı ve negatif etkilere sahiptir. Bu bulgu ise, makroekonomik belirsizlikte meydana gelen pozitif ya da negatif şoklar fark etmeksizin, uzun dönemde bireylerin para tutma eğiliminin zayıfladığını göstermektedir. Reel M1 ve reel M2 para talebi üzerindeki kısa dönem bulgular incelendiğinde, ARDL ve NARDL sonuçları arasında

makroekonomik belirsizliğe verilen tepkiler açısından farklılıklar olduğu görülmektedir. Reel M1 için ARDL yöntemine göre makroekonomik belirsizlik arttığında para talebi azalmakta; NARDL yöntemine göre ise belirsizlikteki pozitif şoklar para talebini artırırken, negatif şoklar talebi azaltmaktadır. Reel M2 için ise ARDL yöntemine göre belirsizlik artışı para talebini artırmakta; ancak NARDL yöntemine göre hem pozitif hem de negatif şok durumunda talep azalmaktadır.

Toda-Yamamoto nedensellik analizine göre reel M1 ile belirsizliği temsilen oluşturulan seriler arasındaki ilişkinin reel M2'ye kıyasla özellikle çift yönlü nedensellik bakımında daha yoğun olduğu görülmektedir. Reel M1 ile nominal M1 oynaklığı ve Türk Lirası belirsizlik endeksi arasında her iki dönem içinde kuvvetli bir nedensellik ilişkisi olduğu, ayrıca çift yönlü nedenselliğin dolar kuru ile Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde, sanayi üretim endeksi oynaklığıyla ise Ocak 2008 – Aralık 2020 döneminde gerçekleştiği gözlemlenmiştir. Tek yönlü nedensellik ilişkilerinin ise genellikle reel M1'den belirsizlik serilerine doğru olduğu, sadece Ocak 2008 – Aralık 2020 dönemi için dolar kuru oynaklığından reel M1'e doğru olduğu görülmüştür. Reel M2 için yapılan Toda-Yamamoto nedensellik analizlerine göre belirsizlik serileriyle gerçekleşen çift yönlü nedensellik ilişkisinin sanayi üretim endeksi oynaklığı, faiz oranı oynaklığı ve dolar kuru oynaklığıyla ağırlıklı olarak Ocak 2008 – Aralık 2020 döneminde gerçekleştiği, Ocak 2001 – Ağustos 2024 döneminde ise sadece Türk Lirası belirsizlik endeksiyle gerçekleştiği saptanmıştır. Tek yönlü nedensellik ilişkilerine bakıldığından reel M1'e ait bulgulara benzer şekilde reel M2'den belirsizlik serilerine doğru olduğu, sadece Ocak 2008 – Aralık 2020 döneminde nominal M2 oynaklığından reel M2'ye doğru gerçekleştiği görülmektedir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik analizi sonuçlarına göre ise reel M1'deki pozitif ve negatif şokların reel M2'deki pozitif ve negatif şoklara kıyasla belirsizlik serilerinin pozitif ve negatif şoklarına daha duyarlı olduğu görülmektedir. Ayrıca bu duyarlılığın hem reel M1 hem de reel M2'nin pozitif şoklarında negatif şoklarına kıyasla daha yoğun hissedildiği gözlemlenmiştir. Bu doğrultuda belirsizliğin reel M1 ve M2 üzerindeki artırıcı etkisinin daha yüksek düzeyde gerçekleştiği kabul edilebilir.

Çalışmadaki nedensellik testlerine ait bulgular Parasal Oynaklık Hipotezi'nin geçerliliğine yönelik güçlü kanıtlar sunmaktadır. Bu bulgular ABD için yapılan Hall ve Noble (1987), Brocato ve Smith (1989), Fisher ve Serletis (1989), Serletis (1990), Kanada, Almaya, İtalya ve Japonya için yapılan Chowdhury (1988), Fransa için yapılan Bordes (1990) ve Japonya için yapılan McCornac (1994) çalışmalarındaki bulguları desteklemektedir. Ancak bulgular ABD için yapılan Mehra (1989) ve Birleşik Krallık için yapılan Thornton (1991) çalışmalarındaki bulgularla çelişmektedir.

Bu çalışmada elde edilen bulgular, para talebinin belirsizlik karşısındaki duyarlılığının hem zaman boyutu hem de belirsizliğin türüne göre farklılık gösterdiğini ortaya koymuştur. Bu durum,

hem para politikası karar vericileri, hem iktisadi birimler, hem de gelecekteki arařtırmalar aısından ok boyutlu ve dikkatli analizleri gerektirmektedir.

alıřmada ulařılan sonular, belirsizliėin para talebi zerindeki etkisinin sadece seviyesine deėil, aynı zamanda ynne ve ani deėiřimlerine baėlı olarak farklı tepkiler doėurduėunu gstermektedir. zellikle kısa dnemde pozitif ve negatif belirsizlik řoklarına verilen tepkilerin asimetrik olması, politika yapıcılarının karar alma srelerinde tek ynl veya homojen varsayımlara dayalı modellerden kaınması gerektiėini ortaya koymaktadır. Bu baėlamda, para politikalarının tasarımı sırasında yalnızca geleneksel makroekonomik gstergelerin deėil, aynı zamanda belirsizlik endekslerinin de dzenli olarak izlenmesi byk nem tařımaktadır. Bu endeksler; dviz kuru, fiyat dzeyi, faiz ve retim gibi temel ekonomik gstergelere dair toplumsal ve finansal piyasa algılarını yansıttıėı iin, para otoritelerine erken uyarı mekanizması saėlayabilir. zellikle finansal piyasaların istikrarsızlařtıėı, jeopolitik risklerin veya kresel řokların arttıėı dnemlerde, bu tr gstergelerin para arzı, faiz oranı ve dviz kuru politikalarının belirlenmesinde referans alınması gerekmektedir. Ayrıca, para talebinin istikrarsızlık gsterdiėi dnemlerde bireylerin likidite tercihleri deėiřebilir. Reel M1 gibi likit para trlerine ynelim, gven kaybının ve ihtiya gdsnn bir sonucu olabilirken; reel M2'deki dřř, vadeli ve faiz getirili varlıklardan ıkıřı, yani yatırım davranıřında bir kaymayı ifade edebilir. Bu noktada, Trkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve ilgili kurumlar, para politikalarını yalnızca enflasyon hedeflemesiyle sınırlı tutmamalı; para talebinin yapısal deėiřimlerini izlemeli, belirsizlik kaynaklı davranıřsal tepkilere karřı esnek politika araları geliřtirmelidir. Ayrıca finansal okuryazarlıėın artırılması, bireylerin belirsizlik dnemlerinde daha rasyonel davranabilmelerine katkı saėlayacak, bu da para politikasının etki kanallarını glendirecektir.

Bu alıřmada kullanılan yntem ve deėiřkenler, para talebi ile belirsizlik arasındaki iliřkiyi analiz etme aısından saėlam bir ereve sunmakla birlikte, gelecekteki arařtırmaların daha derinlikli ve kapsayıcı sonulara ulařabilmesi iin eřitli ynlerde geliřtirilmesi mmkndr. zellikle endeks bazlı belirsizlik lmleri, deėiřken bazlı oynaklıklardan farklı olarak ekonomik aktrlerin genel belirsizlik algısını daha btncl řekilde yansıttıėı iin farklı lke rnekleri ve dnemlerle karřılařtırmalı analizlerde yaygınlařtırılabilir. Ayrıca para talebi modellerine beklentiler, tketicisi gveni, finansal kırılğanlık gstergeleri ve kresel risk iřtahı gibi davranıřsal ve psikolojik deėiřkenlerin dahil edilmesi, modellerin gcn artıracaktır. Bunun yanında, belirsizlik etkilerinin yalnızca ulusal dzeyde deėil; sektrel, blgesel ve demografik ayrımlarla veya mikro veri setleriyle detaylandırılması, ekonomik birimlerin farklı risk algıları erevesinde nasıl tepki verdiklerini daha saėlıklı biimde ortaya koyarak literatre nemli katkılar saėlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Altmann, Samuel P. (1903), "Simmel's philosophy of Money", **American Journal of Sociology**, 9(1), 46-68.
- Arize, Augustine C. (1993), "Money Growth Volatility and Income Velocity in the United Kingdom", **International Economic Journal**, 7(3), 43-52.
- Atta-Mensah, Joseph (2004), "Money demand and economic uncertainty", Bank of Canada, Working Paper 2004-25.
- Bahmani, Sahar (2013), "Exchange rate volatility and demand for money in less developed countries", **Journal of Economics and Finance**, 37(3), 442-452.
- Bahmani, Sahar ve Bahmani-Oskooee, Mohsen (2012), "Exchange Rate Volatility and Demand for Money in Iran", **International Journal of Monetary Economics and Finance**, 5(3), 268-276.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen vd. (2012), "Economic and monetary uncertainty and the demand for money in China", **Chinese Economy**, 45(6), 26-37.
- _____ (2013), "The impact of economic and monetary uncertainty on the demand for money in emerging economies", **Applied Economics**, 45(23), 3278-3287.
- _____ (2015), "Economic uncertainty, monetary uncertainty, and the demand for money in Thailand", **Global Business and Economics Review**, 17(4), 467-476.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Baek, Jungho (2017), "Economic Uncertainty, Monetary Uncertainty and the Korean Demand for Money", **Journal of Economic Policy Reform**, 20(1), 86-97.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Bahmani, Sahar (2014). "Monetary uncertainty and demand for money in Korea", **Asian Economic and Financial Review**, 4(3), 317-324.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Kones, Alice (2014), "Economic Uncertainty, Monetary Uncertainty, and the Demand for Money in Africa", **Applied Economics Quarterly**, 60(4), 293-317.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Xi, Dan (2011), "Economic uncertainty, monetary uncertainty and the demand for money in Australia", **Australian Economic Papers**, 50(4), 115-128.

-
- (2014), "Economic Uncertainty, Monetary Uncertainty, and the Demand for Money: Evidence From Asian Countries", **Australian Economic Papers**, 53(1-2), 16-28.
- Baliamoune-Lutz, Mina ve Haughton, Jonathan (2004), "Velocity Effects of Increased Variability in Monetary Growth in Egypt: A Test of Friedman's Velocity Hypothesis", **African Development Review**, 16(1), 36-52.
- Barro, Robert J. (1970), "Inflation, the payments period, and the demand for Money", **Journal of Political Economy**, 78(6), 1228–1263.
- Baumol, William J. (1952), "The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach", **The Quarterly Journal of Economics**, 66(4), 545-556.
- Baunto, Assad L. vd. (2011), "Money growth and velocity with structural breaks: Evidence from the Philippines", **Philippine Management Review**, 18, 71-81.
- Bernholz, Peter (1988), "Inflation, monetary regime and the financial asset theory of money", **Kyklos**, 41(1), 5-34.
- Black, John (1997), "Money", **A Dictionary of Economics**, 304, Oxford University Press, USA.
- Bordes, Christian (1990), "Friedman's velocity hypothesis: Some evidence for France", **Economics Letters**, 32(3), 251-255.
- Brocato, Joe ve Smith, Kenneth L. (1989), "Velocity and the variability of money growth: Evidence from granger-causality tests: Comment", **Journal of Money, Credit and Banking**, 21(2), 258-261.
- Brüggemann, Imke ve Nautz, Dieter (1997), "Money growth volatility and the demand for money in Germany: Friedman's volatility hypothesis revisited", **Review of World Economics**, 133(3), 523-537.
- Burrows, Albert H. (1953), "The nature and role of Money", **The Social Studies**, 44(4), 128-137.
- Carr, Jack ve Darby, Michael R. (1981), "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money", **Journal of Monetary Economics**, 8(2), 183-199.
- Cavalieri, Duccio (1992), "Alfred Marshall on the theory of capital." **Quaderni di storia dell'economia politica**, 10(1), 601-626.
- Chen, Andrew H. (1979), "Effects of Purchasing Power Risk on Portfolio Demand for Money", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 14(2), 243-254.
- Choi, Woon Gyu ve Oh, Seonghwan (2003), "A Money Demand Function with Output Uncertainty, Monetary Uncertainty, and Financial Innovations", **Journal of Money, Credit and Banking**, 35(5), 685-709.

- Chowdhury, Abdur R. (1988), “Velocity and the variability of money growth: Some international evidence”, **Economics Letters**, 27(4), 355-360.
- Çiçek, Macide (2011), “Paranın Miktar Teorisi ve Türkiye’de Geçerliliği”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 16(3), 87-115.
- Darrat, Ali F., ve Suliman, Osman (1994), “Volatility of money growth and the US velocity puzzle: Some further results”, **Journal of Economics and Business**, 46(2), 77-88.
- Davidson, L. (1975), “Investment evaluation under conditions of inflation”, **Journal of Petroleum Technology**, 27(10), 1183–1189.
- Dickey, David A. ve Wayne A. Fuller, (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-431.
- _____ (1981), “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, **Econometrica**, 49, 1057-1072.
- Dimand, Robert W. (2003), “Irving Fisher on the International Transmission of Booms and Depressions through Monetary Standards”, **Journal of Money, Credit & Banking**, 35(1), 49-90.
- _____ (2011), “Irving Fisher’s The Purchasing Power of Money”, **History of Economics Review**, 54(1), 131-143.
- _____ (2020), “J. Laurence Laughlin versus Irving Fisher on the quantity theory of money, 1894 to 1913”, **Oxford Economic Papers**, 72(4), 1032-1049.
- Dow, Sheila C. ve Smithin, John (1999), “The structure of financial markets and the 'first principles' of monetary economics”, **Scottish Journal of Political Economy**, 46(1), 72-90.
- Duh, Helen ve Thorsten, Teichert (2019), “Preventing compulsive shopping among young South-Africans and Germans”, **Young Consumers**, 20(1), 29-43.
- El-Rasheed, Shehu vd. (2017), “Monetary Uncertainty and Demand for Money Stability in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach”, **International Journal of Economics and Financial Issues**, 7(1), 601-607.
- Erdem, Havvanur F. ve Yamak, Rahmi (2018), “The Impacts of Macroeconomic Uncertainty and Interest Rates on the Investment Spending: ARDL Co-integration Approach”, **Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar**, (638), 49-57.
- Ewing, Bradley T. (1996), “Velocity and interest rate variability in Italy: a further test of the Friedman hypothesis”, **Applied Economics Letters**, 3(12), 775-778.
- Fischer, Stanley (1983), “A framework for monetary and banking analysis”, **The Economic Journal**, 93, 1.

- Fisher, Douglas ve Serletis, Apostolos (1989). Velocity and the Growth of Money in the United States, 1970–1985. **Journal of Macroeconomics**, 11(3), 323-332.
- Fisher, Irving (1911) “**The Purchasing Power of Money, its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises**”, New York: Macmillan.
- Friedman, Milton (1956), **The Quantity Theory of Money: A Restatement**, In Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago: University of Chicago Press.
- _____ (1983). Monetary Variability: United States and Japan: Note. **Journal of Money, Credit and Banking**, 15(3), 339-343.
- _____ (1984). Lessons from the 1979-1982 Monetary Policy Experiment. **NBER Working Paper**, 1272.
- _____ (2012), “The Counter-Revolution in Monetary Theory”, **Issues in Monetary Policy: The Relationship between Money and the Financial Markets**, 171-183.
- Friedman, Milton ve Schwartz, Anna J. (1963), **A Monetary History of the United States, 1867-1960**, Princeton: Princeton University Press.
- Goldfeld, Stephen M. ve Sichel, Daniel E. (1990), “The demand for Money”, **Handbook of monetary economics**, 1, 299-356.
- Gordon, Robert J (1983), “**The Gordon Update.**”, A supplemental newsletter for use with Robert J. Gordon's Macroeconomics
- Granger, Clive W. J. ve Yoon, Gawon (2002), Hidden cointegration, **University of California, Department of Economics Working Paper**. San Diego: University of California.
- Güney, Ahmet (2017), “Türkiye'nin Modern Para Talebi Fonksiyonu: Gelir Bileşenleri, Ekonomik ve Parasal Belirsizlik”, **İşletme Araştırmaları Dergisi**, 9(1), 485-504.
- Hall, Thomas E. ve Noble, Nicholas R. (1987), “Velocity and the variability of money growth: Evidence from Granger-Causality tests: note”, **Journal of Money, Credit and Banking**, 19(1), 112-116.
- Hatemi-J, Abdunnasser (2012), “Asymmetric Causality Tests With An Application”, **Empirical Economics**, 43 (1), 447 – 456.
- Heller, Walter P. ve Starr, Ross M. (1976), “Equilibrium with non-convex transactions costs: Monetary and non-monetary economies”, **The Review of Economic Studies**, 43(2), 195–208.
- Hoover, Kevin D. (1988), “Money, prices and finance in the new monetary economics”, **Oxford Economic Papers**, 40(1), 150-167.
- Hume, David (1752), **Essays, Moral, Political, and Literary**, London.

- Humphrey, Thomas M. (1974), "The Quantity Theory of Money: Its Historical Evolution and Role in Policy Debates", **FRB Richmond Economic Review**, 60, 2-19.
- _____ (1991), "Nonneutrality of money in classical monetary thought", **FRB Richmond Economic Review**, 77(2), 3-15.
- Iyke, Bernard N. ve Ho, Sin Y. (2017), "Monetary uncertainty and the demand for money in Ghana", **The Journal of Developing Areas**, 51(4), 1-13.
- Keynes, John M. (1936), **The General Theory of Employment, Interest, and Money**, London: Macmillan.
- Kimbrough, Kent P. (1986), "The optimum quantity of money rule in the theory of public finance", **Journal of Monetary Economics**, 18(3), 277-284.
- Kiyotaki, Nabuhiro ve Wright, Randall (1989), "On money as a medium of Exchange", **Journal of Political Economy**, 97(4), 927-954.
- Korkmaz, Abdurrahman ve Topbaş, Ferhat (2017), "On the stability of the demand for money in Turkey: Evidences from the period 2006-2017", **Eurasian Academy of Sciences Eurasian Econometrics, Statistics ve Empirical Economics Journal**, 8, 28-44.
- Laidler, David (1993). **The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problems** (4th ed.). HarperCollins.
- _____ (1988), "Alfred Marshall and the Development of Monetary Economics." **Department of Economics Research Reports**, 8809. London, ON: Department of Economics, University of Western Ontario.
- Locke, John (1691), "**Some Considerations of the Consequences of the Lowering of Interest and the Raising the Value of Money**". London.
- Lynch, Gerald J. ve Ewing, Bradley T. (1995), "Velocity and the variability of anticipated and unanticipated money growth: a cross-country comparison", **Applied Economics Letters**, 2(11), 444-448.
- MacKinnon, James G. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests.", **Journal of applied econometrics**, 11(6), 601-618.
- Marcuzzo, Maria C. (2002), "The Demise Of The Quantity Theory Of Money", **History of Economic Ideas**, 10(1), 49-62.
- Marmet, Simon vd., (2021), "The psychological impact of the covid-19 crisis is higher among young swiss men with a lower socioeconomic status: evidence from a cohort study", **Plos One**, 16(7).
- Marshall, Alfred (1890), "**Principles of Economics**", London: Macmillan.

- _____ (1923), "**Money, credit and commerce**", Macmillan
- Mascaro, Angelo ve Meltzer, Allan H. (1983), "Long-and short-term interest rates in a risky World", *Journal of Monetary Economics*, 12(4), 485-518.
- McCornac, Dennis C. (1994), "Velocity and money growth variability: evidence from Japan", *Applied Economics Letters*, 1(9), 145-147.
- Mehra, Yash P. (1989), "Velocity and the variability of money growth: Evidence from granger-causality tests: Comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(2), 262-266.
- Melitz, Jacques (1970), "The Polanyi School of Anthropology on Money: An Economist's View", *American Anthropologist*, 72(5), 1020-1040.
- Meltzer, Allan H. (1963), "The demand for money: The evidence from the time series", *Journal of Political Economy*, 71(3), 219-246.
- Mill, John S. (1848), **Principles of Political Economy**, London.
- Modigliani, Franco (1944), "Liquidity preference and the theory of interest and money." *Econometrica, journal of the econometric society* 12(1), 45-88.
- Mohamed, Azali (1996), "Velocity and the variability of anticipated and unanticipated money growth in Malaysia", *Applied Economics Letters*, 3(11), 697-700.
- Nyumuah, Felix S. (2018), "The impacts of interest rate and exchange rate volatilities on the demand for money in developing economies", *International Journal of Economics and Finance*, 10(3), 56-69.
- Owoye, Oluwole (1997), "Income velocity and the variability of money growth: evidence from less developed countries", *Applied Economics*, 29(4), 485-496.
- Özdemir, Azim K. ve Saygılı, Mesut (2013), "Economic uncertainty and money demand stability in Turkey", *Journal of Economic Studies*, 40(3), 314-333.
- Parker, P. A., ve Gibbs, P. (1974). Accounting for inflation – Recent proposals and their effects. *Journal of the Institute of Actuaries*, 101(3), 353–403.
- Patinkin, Don (1972), "Friedman on the quantity theory and keynesian economics", *Journal of Political Economy*, 80(5), 883-905.
- Payne, James E. (1995), "Velocity and the Variability of Yields on Financial and other Assets", *The American Economist*, 39(1), 89-94.
- Pesaran, M. Hashem vd. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- Pigou, Arthur C. (1949), "**The veil of Money**", Macmillan.

- Pranoto, Hadi vd. (2021), "The effect of money availability, time availability and promotion of impulse purchase behavior of chocolate snack products through positive emotions", **Jurnal Aplikasi Manajemen**, 19(4), 725-737.
- Phillips, Peter C. B. ve Perron, Pierre (1988), "Testing For A Unit Root In Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2)
- Renshaw, Edward F. (1976). Money, prices and output. **The Journal of Finance**, 31(3), 956-959.
- Serletis, Apostolos (1990). Velocity effects of anticipated and unanticipated money growth and its variability. **Applied Economics**, 22(6), 775-784.
- Serletis, Apostolos ve Shahmoradi, Akbar (2006). Velocity and the variability of money growth: evidence from a VARMA, GARCH-M model. **Macroeconomic Dynamics**, 10(5), 652-666.
- Shams, Mohamed (1989), "Money-velocity causality detection: Evidence from some developing countries", **Economics Letters**, 30(3), 227-230.
- Shin, Yongcheol vd. (2014), "Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework". **Festschrift in Honor of Peter Schmidt**,. 281-314.
- Schumpeter, Joseph A. (1954), **History of Economic Analysis**, London: Allen & Unwin.
- Smith, Adam (1776), **An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations**, London.
- Spindt, Paul A. (1985), "Money is what money does: monetary aggregation and the equation of Exchange", **Journal of Political Economy**, 93, 175-204
- Steele, G. R. (2008), "Inflation: Plus Ça Change", **Economic Affairs**, 28(4), 77-79.
- Şahin, Afsin (2013), "Estimating money demand function by a smooth transition regression model: an evidence for Turkey.", 1-19.
- Taşçı, H.Mehmet vd. (2011), "Ters para ikamesi süreci ve döviz kuru oynaklığı: Türkiye örneği", **Doğu Üniversitesi Dergisi**, 10 (1), 102-117.
- Thornton, Mark, (1998), "Richard Cantillon and the Origin of Economic Theory", **Journal des Économistes et des Études Humaines**, 8(1), 61-74.
- Thornton, John, (1991), "Velocity and the variability of monetary growth in the United Kingdom", **Applied Economics**, 23(4), 811-814.
- _____ (1995), "Friedman's money supply volatility hypothesis: Some international evidence", **Journal of Money, Credit and Banking**, 27(1), 288-292.
- Thornton, John ve Molyneux, Philip (1995), "Velocity and the volatility of unanticipated and anticipated money supply in the United Kingdom", **International Economic Journal**, 9(3), 61-66.

- Tobin, J. (1958), “Liquidity preference as behavior towards risk”, **The Review of Economic Studies**, 25(2), 65-86.
- Toda, Hiro Y. ve Yamamoto, Taku (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes”, **Journal of Econometrics**, 66, 225-250.
- Trzcińska, Agata ve Sekścińska, Katarzyna (2016). The effects of activating the money concept on perseverance and the preference for delayed gratification in children. **Frontiers in Psychology**, 7.
- Uberti, Luca J. (2013), “By” fancy or agreement”: Locke's theory of money and the justice of the global monetary system”, **Erasmus Journal for Philosophy and Economics**, 6(1), 49-81.
- Yesmin, Dilruba., ve Islam, Muhaiminul (2020), “Exchange Rate Uncertainty and the Demand for Money in Bangladesh: An Analysis of VECM Model”, **Asian Journal of Economic Modelling**, 8(4), 241-247.
- Yetim, Muhammer ve Yamak, Rahmi (2019), “Türkiye’de döviz kurundan fiyatlara geçişkenlik etkisi: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi”, **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 21(1), 203-221.
- Yıldırım, Hakan ve Alkan, Buket (2018), “Türkiye için bir makroekonomik belirsizlik endeksi önerisi”, **Bankacılar Dergisi**, 104, 6-25.



EKLER

EK 1: Nominal M1 Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	LM testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-3.807822	-3.756163	0.6406	8. gecikmeden itibaren $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(2)	-3.806652	-3.742079	0.6054	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(3)	-3.724643	-3.647156	0.9680	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(4)	-3.831415	-3.741013	0.6765	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(5)	-3.711227	-3.607910	0.8934	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
GARCH(1,1)	-3.822129	-3.757556	0.7242	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri Ortalama Denklemi $\Delta \ln M1_t = 0.019611 + 0.034853 * \Delta \ln M1_{t-1} + \varepsilon_t$ (7.25)*** (0.47)*** Varyans Denklemi $\hat{h}_t^2 = 0.000250 + 0.924963 * \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.332439 * \hat{h}_{t-1}^2$ (6.48)*** (14.26)*** (12.06)***					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 2: Nominal M2 Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-3.782373	-3.730714	0.9973	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok. otokorelasyon yok.
ARCH(2)	-3.848244	-3.783671	0.9629	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok. otokorelasyon yok.
ARCH(3)	-3.803958	-3.726470	0.9876	14. gecikmeden $p > 0.05$	ARCH etkisi yok. otokorelasyon var.
ARCH(4)	-3.743862	-3.653461	0.9416	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok. otokorelasyon yok.
ARCH(5)	-3.751935	-3.648619	0.9134	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok. otokorelasyon yok.
GARCH(1.1)	-3.788422	-3.723849	0.9985	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok. otokorelasyon yok.

En Uygun Model ARCH(2) Ortalama ve Varyans Denklemleri

Ortalama Denklemi

$$\Delta \ln M2_t = 0.015241 - 0.066010 * \Delta \ln M2_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3.26)*** (-0.69)

Varyans Denklemi

$$\hat{h}_t^2 = 0.001237 - 0.005532 * \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 1.074797 * \hat{\varepsilon}_{t-2}^2$$

(6.92)*** (-6.86)*** (3.21)***

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 3: Sanayi Üretim Endeksi (Y) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-2.969434	-2.917776	0.3897	“Tüm gecikmelerde p<0.05	ARCH etkisi yok, ancak otokorelasyon var.
ARCH(2)	-3.019178	-2.954605	0.6001	“Tüm gecikmelerde p<0.05	ARCH etkisi yok, ancak otokorelasyon var.
ARCH(3)	-3.021003	-2.943516	0.5533	“Tüm gecikmelerde p<0.05	ARCH etkisi yok, ancak otokorelasyon var.
ARCH(4)	-3.022542	-2.932140	0.5858	“Tüm gecikmelerde p<0.05”	ARCH etkisi yok, ancak otokorelasyon var.
ARCH(5)	-3.024440	-2.921123	0.5866	“Tüm gecikmelerde p<0.05	ARCH etkisi yok, ancak otokorelasyon var.
GARCH(1,1)	3.005610	-2.941038	0.5124	Tüm gecikmelerde p<0.05	ARCH etkisi yok, ancak otokorelasyon var.

En Uygun Model ARCH(2) Ortalama ve Varyans Denklemleri

Ortalama Denklemi

$$\Delta \ln Y_t = 0.005918 - 0.554718 * \Delta \ln Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2.69)*** (-10.08)***

Varyans Denklemi

$$\hat{h}_t^2 = 0.001249 + 0.664245 * \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.232142 * \hat{\varepsilon}_{t-2}^2$$

(8.11)*** (6.24)*** (4.51)***

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 4: Faiz oranı (i) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-3.129091	-3.072740	0.4192	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(2)	-3.183206	-3.132320	0.8334	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(3)	-3.108030	-3.035454	0.9134	Tüm gecikmelerde p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(4)	-3.295368	-3.204966	0.6103	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(5)	-3.293362	-3.190046	0.6026	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
GARCH(1,1)	-3.286382	-3.221809	0.4161	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.

En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri

Ortalama Denklemi;

$$\Delta \ln i_t = -0.001874 + 0.663011 * \Delta \ln i_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-0.75)*** (12.87)***

Varyans Denklemi;

$$\hat{h}_t^2 = 0.000425 + 0.483307 * \varepsilon_{t-1}^2 + 0.439997 * \hat{h}_{t-1}^2$$

(5.67)*** (4.67)*** (6.95)**

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 5: Tüketici Fiyat Endeksi (P) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-5.970663	-5.919005	0.4512	3. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(2)	-5.991730	-5.927157	0.4877	3. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(3)	-5.999432	-5.921342	0.4549	3. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(4)	-6.040363	-5.949962	0.6659	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(5)	-6.089968	-5.986652	0.7007	3. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
GARCH(1,1)	-6.079507	-6.014934	0.7495	6. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri <i>Ortalama Denklemi;</i> $\Delta \ln P_t = 0.004990 + 0.3817 * \Delta \ln P_{t-1} + \varepsilon_t$ (6.10)*** (6.12)*** <i>Varyans Denklemi;</i> $\hat{h}_t^2 = 1.09E-05 + 0.508222 * \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.564442 * \hat{h}_{t-1}^2$ (3.01)*** (10.04)*** (19.80)***					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 6: Dolar Kuru (ex) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-3.785159	-3.733537	0.7979	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(2)	-3.813448	-3.748876	0.9425	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(3)	-3.811869	-3.734382	0.9737	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(4)	-3.824058	-3.733656	0.9777	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(5)	-3.818610	-3.715129	0.9596	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
GARCH(1,1)	-3.816397	-3.751824	0.9818	Tüm gecikmelerde $p > 0.05$	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri <i>Ortalama Denklemi;</i> $\Delta \ln r_t = 0.005432 + 0.370990 * \Delta \ln r_{t-1} + \varepsilon_t$ (2.26)** (5.78)*** <i>Varyans Denklemi;</i> $\hat{h}_t^2 = 0.000579 + 0.389878 * \varepsilon_{t-1}^2 + 0.232491 * \hat{h}_{t-1}^2$ (5.36)*** (4.59)*** (2.54)**					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 7: Borsa İstanbul 100 Endeksi (BİST100) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-1.940280	-1.888621	0.8106	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(2)	-1.992838	-1.928265	0.8708	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(3)	-2.004508	-1.927021	0.8375	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(4)	-2.009239	-1.918837	0.8920	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(5)	-2.014239	-1.910923	0.6467	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
GARCH(1,1)	-2.058686	-1.994095	0.7284	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri <i>Ortalama Denklemi;</i> $\Delta \ln bist_t = 0.013756 + 0.020458 * \Delta \ln bist_{t-1} + \varepsilon_t$ (2.68)*** (0.32) <i>Varyans Denklemi;</i> $\hat{h}_t^2 = 0.000414 + 0.075411 * \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.858657 * \hat{h}_{t-1}^2$ (1.78)* (9.74)* (14.05)***					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 8: Merkez Bankası Döviz Rezerv Oranı (*dro*) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-6.159280	-6.107621	0.4704	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(2)	-6.490373	-6.416929	0.6811	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(3)	-6.558698	-6.481211	0.2819	Gecikme 10'da p<0.05	Otokorelasyon bulunmuş, modele dikkat edilmeli.
ARCH(4)	-6.625522	-6.535120	0.3344	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
ARCH(5)	-6.679354	-6.570683	0.6592	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon bulunmamış.
GARCH(1,1)	-6.702191	-6.637618	0.0330	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi sınırda, dikkat edilmesi gerekebilir.
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri <i>Ortalama Denklemi;</i> $\Delta \ln dro_t = -0.000232 + 0.009568 * \Delta \ln dro_{t-1} + \varepsilon_t$ (-0.93) (0.12) <i>Varyans Denklemi;</i> $\hat{h}_t^2 = 2.91E-07 + 0.249004 * \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.815118 * \hat{h}_{t-1}^2$ (2.45)** (7.57)*** (39.29)***					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 9: Reel Efektif Döviz Kuru (*reer*) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-3.854259	-3.802601	0.9062	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(2)	-3.874459	-3.809887	0.7527	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(3)	-3.869227	-3.791739	0.7347	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(4)	-3.862134	-3.771732	0.7347	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
ARCH(5)	-3.863703	-3.760387	0.7551	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
GARCH(1,1)	-3.890087	-3.825514	0.9062	2. gecikmeden itibaren p<0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon var.
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri <i>Ortalama Denklemi;</i> $\Delta \ln reer_t = -0.00074 + 0.275108 * \Delta \ln reer_{t-1} + \varepsilon_t$ (-0.34) (4.77)*** <i>Varyans Denklemi;</i> $\hat{h}_t^2 = 0.000221 + 0.1225551 * \varepsilon_{t-1}^2 + 0.680278 * \hat{h}_{t-1}^2$ (3.60)*** (2.97)*** (9.05)***					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 10: Döviz Mevduat Oranı (*dmo*) Oynaklık Serisi Model Seçimi

Model	AIC	SIC	ARCH-LM Testi (p-değeri)	Ljung-Box Q	Karar
ARCH(1)	-4.491386	-4.439728	0.8276	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(2)	-4.503200	-4.438627	0.8366	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(3)	-4.497620	-4.420133	0.8766	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(4)	-4.495127	-4.404725	0.8158	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
ARCH(5)	-4.489601	-4.386284	0.8253	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
GARCH(1,1)	-4.506241	-4.441669	0.8433	Tüm gecikmelerde p>0.05	ARCH etkisi yok, otokorelasyon yok.
En Uygun Model GARCH(1,1) Ortalama ve Varyans Denklemleri <i>Ortalama Denklemi;</i> $\Delta \ln dmo_t = -0.000863 + 0.267593 * \Delta \ln dmo_{t-1} + \varepsilon_t$ (-0.55) (4.70)*** <i>Varyans Denklemi;</i> $\hat{h}_t^2 = 0.000235 + 0.145755 * \varepsilon_{t-1}^2 + 0.492284 * \hat{h}_{t-1}^2$ (1.75)* (1.99)** (1.82)*					

Not: En uygun model seçiminde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) değerleri dikkate alınmış, otokorelasyon için Ljung-Box Q testi, ARCH etkisi için ise ARCH-LM testi kullanılmıştır.

EK 11: Atta-Mensah Prosedürüne Göre Belirsizlik Endeksi Hesaplama Yöntemi

Her bir makroekonomik değişken için en uygun ARCH veya GARCH yöntemine göre hesaplanan oynaklık değerleri, *Belirsizlik Endeksi*ni oluşturmak için kullanılmıştır. *Belirsizlik Endeksi*, her bir oynaklığın standartlaştırılması ve ardından ağırlıklı ortalamasının alınması ile oluşturulmaktadır. Formül:

$$EUI = \sum_{i=1}^n \lambda_i \left(\frac{vol_i - \overline{vol}}{\sigma_{vol}} \right)$$

Bu formülde:

- vol_i : i değişkeninin oynaklığı,
- $\overline{vol}$: Her bir oynaklığın ortalaması,
- σ_{vol} : Oynaklığın standart sapması,
- λ_i : Her bir bileşen için eşit ağırlık.

Burada oynaklığın ortalamadan sapması standart sapmaya bölünerek standartlaştırılmış bir ölçüm elde edilmiştir. Her bir oynaklık bileşenine eşit ağırlık (λ_i) verilmiştir, böylece her bir faktör Belirsizlik Endeksine eşit katkı sağlamaktadır.

EK 12: Model-A ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model A</i>	<i>Model A.1</i> <i>Model A.2</i> <i>Model A.3</i> <i>Model A.4</i> <i>Model A.5</i> <i>Model A.6</i> <i>Model A.7</i>							
	$\sigma = \sigma_{M1}$ $\sigma = \sigma_Y$ $\sigma = \sigma_i$ $\sigma = \sigma_P$ $\sigma = \sigma_{ex}$ $\sigma = \sigma_{TL}$ $\sigma = \sigma_{ME}$							
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.216*** (-3.891)	-0.381*** (-5.050)	-0.215*** (-3.848)	-0.204*** (-3.664)	-0.266*** (-4.772)	-0.219*** (-3.907)	-0,229*** (-4,095)	-0,208*** (-3,762)
$\Delta LRM1_{t-2}$	0.089 (1.591)	0.212*** (3.016)	0.086 (1.543)	0.100 (1.779)	-	-	0,105* (1,859)	0,099* (1,779)
$\Delta LRM1_{t-3}$	-	0.136** (2.086)	-	-	-	-	0,090* (1,736)	-
ΔLY	-0.043 (-1.313)	-0.029 (-0.909)	-0.039 (-1.184)	-0.044 (-1.344)	-0.047 (-1.441)	-0.047 (-1.409)	-0,045 (-1,374)	-0,039 (-1,187)
Δi	-0.468*** (-2.819)	-0.408** (-2.351)	-0.462*** (-4.075)	-0.581*** (-4.662)	-0.487*** (-2.939)	-0.236*** (-2.901)	-0,704*** (-5,099)	-0,444*** (-3,949)
Δi_{t-1}	-0.284 (-1.603)	-0.365** (-2.249)	-	0.092 (1.093)	-0.342* (-1.931)	0.041 (0.507)	-0,080 (-0,624)	-
Δi_{t-2}	0.107 (0.986)	-	-	-	0.117 (1.084)	-	-	-
Δi_{t-3}	-0.251*** (-2.751)	-	-	-	-0.251*** (-2.756)	-	-	-
$\Delta \pi$	-	-0.536*** (-2.876)	-	-	-	-	-	-
ΔLex	0.383*** (5.977)	0.409*** (6.161)	0.395*** (6.394)	0.404*** (6.481)	0.359*** (5.639)	0.406*** (6.449)	0,370*** (5,791)	0,406*** (6,531)
ΔLex_{t-1}	-0.235*** (-3.642)	-0.250*** (-3.668)	-0.189*** (-3.088)	-0.206*** (-3.239)	-0.180*** (-2.984)	-0.124 (-2.032)	-0,170** (-2,569)	-0,220*** (-3,640)
$\Delta \sigma$	-	0.385*** (3.377)	0.326 (1.070)	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-1}$	-	-0.155 (-1.220)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-2}$	-	-0.315*** (-2.823)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-3}$	-	-0.304*** (-3.534)	-	-	-	-	-	-
ECT	-0.049*** (-7.342)	-0.048*** (-6.637)	-0.060*** (-7.685)	-0.050*** (-7.465)	-0.047*** (-8.118)	-0.036*** (-7.570)	-0,047*** (-7,421)	-0,057*** (-7,586)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 13: Model-A NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model A</i>								
	<i>Model A.1</i>	<i>Model A.2</i>	<i>Model A.3</i>	<i>Model A.4</i>	<i>Model A.5</i>	<i>Model A.6</i>	<i>Model A.7</i>	
	$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$	
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.216*** (-3.891)	-0.436*** (-5.387)	-0.205*** (-3.736)	-0.215*** (-3.884)	-0.282*** (-5.006)	-0.251*** (-4.479)	-0,280*** (-4,924)	-0,241*** (-4,294)
$\Delta LRM1_{t-2}$	0.089 (1.591)	0.174** (2.314)	0.099** (1.794)	0.089 (1.584)	-	-	-	-
$\Delta LRM1_{t-3}$	-	0.122* (1.810)	-	-	-	-	-	-
ΔLY	-0.043 (-1.313)	-0.038 (-1.177)	-0.036 (-1.093)	-0.043 (-1.309)	-0.050 (-1.520)	-0.050 (-1.535)	-0,049 (-1,529)	-0,049 (-1,486)
Δi	-0.468*** (-2.819)	-0.456*** (-2.633)	-0.477*** (-4.234)	-0.486*** (-2.931)	-0.395** (-2.153)	-0.646*** (-4.639)	-0,327* (-1,764)	-0,441*** (-2,812)
Δi_{t-1}	-0.284 (-1.603)	-0.467*** (-2.626)	-	-0.313* (-1.766)	-0.310 (-1.578)	-0.063 (-0.495)	-0,424** (-2,132)	-
Δi_{t-2}	0.107 (0.986)	-	-	0.115 (1.061)	-0.047 (-0.240)	-	0,042 (0,207)	-
Δi_{t-3}	-0.251*** (-2.751)	-	-	-0.254*** (-2.789)	-0.341** (-2.372)	-	-0,444*** (-2,687)	-
$\Delta \pi$	-	-0.566*** (-3.019)	-	-	-	-	-	-
ΔLex	0.383*** (5.977)	0.405*** (6.109)	0.379*** (6.184)	0.379*** (5.930)	0.387*** (5.910)	0.364*** (5.724)	0,366*** (5,662)	0,393*** (6,049)
ΔLex_{t-1}	-0.235*** (-3.642)	-0.233*** (-3.392)	-0.169*** (-2.732)	-0.214*** (-3.297)	-0.234*** (-3.707)	-0.084 (-1.349)	-0,221*** (-3,555)	-0,247*** (-3,505)
$\Delta \sigma^+$	-	0.390*** (2.968)	-	-	-	-	-	0,022 (0,326)
$\Delta \sigma^+_{t-1}$	-	4.523** (2.238)	-	-	-	-	-	-0,165*** (-2,704)
$\Delta \sigma^+_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma^-$	-	1.777 (0.924)	-	-	12.354 (0.903)	-1.504 (-0.697)	0,005 (0,560)	0,000 (-0,057)
$\Delta \sigma^-_{t-1}$	-	0.141 (1.160)	-	-	-2.008 (-0.130)	-	-0,010 (-1,133)	-0,004** (-2,066)
$\Delta \sigma^-_{t-2}$	-	-0.008 (-0.088)	-	-	10.327 (0.730)	-	0,008 (0,945)	-
$\Delta \sigma^-_{t-3}$	-	-0.311*** (-3.371)	-	-	24.096** (2.019)	-	0,009* (1,774)	-
ECT	-0.049*** (-7.342)	-0.017*** (-7.039)	-0.079*** (-7.813)	-0.057*** (-7.466)	-0.049*** (-8.123)	-0.045*** (-8.592)	-0,042*** (-7,577)	-0,057*** (-8,242)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 14: Model-B ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ)</i>								
<i>Model B</i>		<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.186*** (-3.562)	-0.466*** (-6.818)	-0.187*** (-3.570)	-0.194*** (-3.720)	-0.207*** (-3.937)	-0.179*** (-3.471)	-0,167*** (-3,260)	-0,192*** (-3,682)
ΔLY	-	-	-0.018 (-0.601)	-	-	-	-0,018 (-0,587)	-
Δi	-	-0.408*** (-3.937)	-	-0.376*** (-3.518)	-0.377*** (-3.534)	-0.033 (-0.454)	-0,079 (-1,059)	-0,380*** (-3,547)
ΔLex	0.224*** (3.771)	0.308*** (5.234)	0.230*** (3.898)	0.243*** (4.060)	0.236*** (3.954)	0.242*** (4.132)	0,244*** (4,145)	0,239*** (4,008)
ΔLex_{t-1}	-0.189*** (-3.132)	-0.189*** (-3.213)	-0.199*** (-3.322)	-0.187*** (-3.103)	-0.182*** (-3.026)	-0.097* (-1.824)	-0,153*** (-2,958)	-0,185*** (-3,073)
ΔLex_{t-2}	0.050 (0.836)	0.001 (0.009)	0.049 (0.832)	0.036 (0.610)	0.043 (0.732)	-	-	0,036 (0,614)
ΔLex_{t-3}	-0.132** (-2.571)	-0.141*** (-2.843)	-0.136*** (-2.662)	-0.130** (-2.537)	-0.123** (-2.404)	-	-	-0,132** (-2,578)
Δfi	2.405*** (8.569)	2.418*** (8.800)	2.310*** (8.231)	2.293*** (8.101)	2.276*** (8.049)	2.332*** (8.171)	2,282*** (7,918)	2,304*** (8,143)
Δfi_{t-1}	-	0.752** (2.384)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma$	-	-	0.229 (0.831)	-	-	-	-	-
ECT	-0.030*** (-7.539)	-0.043*** (-9.067)	-0.048*** (-7.905)	-0.032*** (-7.725)	-0.032*** (-7.791)	-0.024*** (-7.604)	-0,037*** (-7,480)	-0,032*** (-7,726)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 15: Model-B NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ^+, σ^-)</i>								
	<i>Model B</i>	<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.186*** (-3.562)	-0.485*** (-7.026)	-0.178*** (-3.505)	-0.182*** (-3.508)	-0.210*** (-4.042)	-0.190*** (-3.734)	-0,189*** (-3,677)	-0,185*** (-3,596)
ΔLY	-	-	-0.010 (-0.344)	-0.019 (-0.619)	-0.019 (-0.636)	-	-0,013 (-0,442)	-
Δi		-0.374*** (-3.656)	-0.306*** (-2.934)	-0.471*** (-3.934)	-0.374*** (-3.524)	-0.299*** (-2.888)	-0,352*** (-3,323)	-0,300*** (-2,872)
ΔLex	0.224*** (3.771)	0.306*** (5.237)	0.238*** (4.074)	0.230*** (3.851)	0.227*** (3.897)	0.241*** (4.143)	0,240*** (4,094)	0,244*** (4,148)
ΔLex_{t-1}	-0.189*** (-3.132)	-0.203*** (-3.471)	-0.132*** (-2.568)	-0.128*** (-2.322)	-0.119*** (-2.298)	-0.079*** (-1.482)	-0,125*** (-2,399)	-0,144*** (-2,798)
ΔLex_{t-2}	0.050 (0.836)	-0.008 (-0.139)	-	-	-	-	-	-
ΔLex_{t-3}	-0.132*** (-2.571)	-0.153*** (-3.096)	-	-	-	-	-	-
Δfi	2.405*** (8.569)	2.338*** (8.524)	2.222*** (7.778)	2.242*** (7.821)	2.275*** (7.994)	2.323*** (8.232)	2,289*** (8,017)	2,296*** (8,059)
Δfi_{t-1}	-	0.756** (2.406)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma^+$	-	-	-	0.017 (0.021)	-	-	-	-
$\Delta \sigma^-$	-	-	-	-0.816 (-1.319)	-	-	-	-
ECT	-0.030*** (-7.539)	-0.011*** (-9.207)	-0.063*** (-8.030)	-0.048*** (-7.773)	-0.038*** (-8.087)	-0.035*** (-8.133)	-0,038*** (-7,920)	-0,036*** (-7,788)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK16: Model-C ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model C</i>		<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-0.123** (-2.236)	-0.124** (-2.237)	-0.130** (-2.346)	-0.122** (-2.211)	-0.123** (-2.223)	-0.129** (-2.341)	-0.124** (-2,248)	-0,122** (-2,221)
ΔLY	-0.039 (-1.395)	-0.038 (-1.394)	-0.040 (-1.468)	-0.039 (-1.404)	-0.038 (-1.392)	-0.037 (-1.343)	-0,038 (-1,390)	-0,040 (-1,437)
ΔLex	0.293*** (5.497)	0.293*** (5.497)	0.292*** (5.491)	0.293*** (5.501)	0.293*** (5.502)	0.293*** (5.529)	0,292*** (5,490)	0,297*** (5,591)
ΔLex_{t-1}	-0.193*** (-3.382)	-0.193*** (-3.381)	-0.196*** (-3.443)	-0.196*** (-3.439)	-0.194*** (-3.388)	-0.155*** (-2.671)	-0,192*** (-3,365)	-0,205*** (-3,616)
ΔLex_{t-2}	0.096* (1.723)	0.096* (1.723)	0.094* (1.687)	0.092* (1.652)	0.096* (1.715)	0.113** (2.040)	0,097* (1,745)	0,085 (1,519)
ΔLex_{t-3}	-0.113** (-2.355)	-0.113* (-2.355)	-0.118** (-2.465)	-0.117** (-2.440)	-0.114** (-2.365)	-0.091* (-1.902)	-0,112** (-2,336)	-0,120*** (-2,494)
ECT	-0.037*** (-8.431)	-0.037*** (-8.431)	-0.040*** (-8.498)	-0.038*** (-8.437)	-0.037*** (-8.431)	-0.037*** (-8.626)	-0,037*** (-8,431)	-0,039*** (-8,489)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 17: Model-C NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model C</i>		<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-0.123** (-2.236)	-0.180*** (-3.272)	-0.133** (-2.475)	-0.129** (-2.399)	-0.137** (-2.542)	-0.139*** (-2.582)	-0.129** (-2.397)	-0.126** (-2.349)
ΔLY	-0.039 (-1.395)	-0.039 (-1.404)	-0.037 (-1.336)	-0.035 (-1.278)	-0.034 (-1.232)	-0.033 (-1.200)	-0.031 (-1.123)	-0.033 (-1.206)
ΔLex	0.293*** (5.497)	0.265*** (5.005)	0.270*** (5.212)	0.275*** (5.292)	0.275*** (5.294)	0.278*** (5.357)	0.277*** (5.332)	0.277*** (5.346)
ΔLex_{t-1}	-0.193*** (-3.382)	-0.143*** (-2.745)	-0.130*** (-2.654)	-0.131*** (-2.670)	-0.122** (-2.485)	-0.092* (-1.843)	-0.123** (-2.504)	-0.137*** (-2.829)
ΔLex_{t-2}	0.096* (1.723)	-	-	-	-	-	-	-
ΔLex_{t-3}	-0.113** (-2.355)	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma^+$	-	-33.654 (-1.221)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma^-$	-	-0.220*** (-3.698)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-1}^-$	-	0.119** (2.262)	-	-	-	-	-	-
ECT	-0.037*** (-8.431)	-0.004*** (-9.142)	-0.045*** (-8.871)	-0.041*** (-8.812)	-0.039*** (-8.819)	-0.038*** (-8.948)	-0.040*** (-8.847)	-0.043*** (-8.978)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 18: Model-D ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model D</i>		<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	-0,072 (-1,281)	-
ΔLY	-0.033 (-1.219)	-0.033 (-1.215)	-0.034 (-1.239)	-0.033 (-1.219)	-0.033 (-1.204)	-0.031 (-1.148)	-0,038 (-1,394)	-0,034 (-1,239)
ΔLex	0.231*** (4.447)	0.231*** (4.443)	0.232*** (4.469)	0.231*** (4.448)	0.238*** (4.568)	0.230*** (4.444)	0,246*** (4,554)	0,237*** (4,556)
ΔLex_{t-1}	-0.180*** (-3.201)	-0.179*** (-3.190)	-0.181*** (-3.227)	-0.180*** (-3.201)	-0.184*** (-3.279)	-0.143** (-2.516)	-0,175*** (-3,109)	-0,186*** (-3,315)
ΔLex_{t-2}	0.114** (2.133)	0.114** (2.131)	0.114** (2.134)	0.114** (2.133)	0.107** (1.998)	0.132** (2.473)	0,103* (1,891)	0,108** (2,018)
ΔLex_{t-3}	-0.128*** (-2.723)	-0.128*** (-2.729)	-0.130*** (-2.774)	-0.128*** (-2.723)	-0.134*** (-2.861)	-0.107** (-2.276)	-0,126*** (-2,682)	-0,131*** (-2,786)
Δfi	0.793*** (3.074)	0.791*** (3.065)	0.775*** (3.005)	0.793*** (3.074)	0.792*** (3.073)	0.803*** (3.132)	0,739*** (2,814)	0,760*** (2,942)
Δfi_{t-1}	-0.703*** (-2.725)	-0.713*** (-2.765)	-0.717*** (-2.779)	-0.703*** (-2.725)	-0.695*** (-2.696)	-0.700*** (-2.726)	-0,648** (-2,476)	-0,720*** (-2,791)
ECT	-0.026*** (-7.988)	-0.026*** (-7.991)	-0.029*** (-8.014)	-0.026*** (-7.988)	-0.027*** (-8.012)	-0.026*** (-8.182)	-0,026*** (-8,066)	-0,028*** (-8,004)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 19: Model-D NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2001 – 2024)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model D</i>		<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-	-0.090 (-1.624)	-0.085 (-1.542)	-0.084 (-1.525)	-0.091** (-1.656)	-0.086 (-1.576)	-0,086 (-1,568)	-
ΔLY	-0.033 (-1.219)	-0.038 (-1.382)	-	-0.035 (-1.299)	-0.034 (-1.267)	-0.029 (-1.080)	-0,029 (-1,081)	-0,025 (-0,911)
ΔLex	0.231*** (4.447)	0.230*** (4.320)	0.233*** (4.366)	0.227*** (4.277)	0.220*** (4.162)	0.214*** (4.275)	0,219*** (4,140)	0,215*** (4,138)
ΔLex_{t-1}	-0.180*** (-3.201)	-0.121** (-2.528)	-0.124*** (-2.584)	-0.110** (-2.266)	-0.105** (-2.159)	-	-0,097** (-1,987)	-0,112** (-2,183)
ΔLex_{t-2}	0.114** (2.133)	-	-	-	-	-	-	-
ΔLex_{t-3}	-0.128*** (-2.723)	-	-	-	-	-	-	-
Δfi	0.793*** (3.074)	0.670** (2.529)	0.757*** (2.874)	0.706*** (2.674)	0.751*** (2.858)	0.703*** (2.678)	0,772*** (2,942)	0,729*** (2,754)
Δfi_{t-1}	-0.703*** (-2.725)	-0.621** (-2.413)	-0.635** (-2.460)	-0.625** (-2.429)	-0.591** (-2.304)	-0.713*** (-2.806)	-0,580** (-2,264)	-0,627** (-2,361)
$\Delta \sigma^+$	-	-	-	-	-	-	-	0,001 (0,373)
ECT	-0.026*** (-7.988)	-0.025*** (-8.613)	-0.014*** (-8.540)	-0.029*** (-8.618)	-0.029*** (-8.709)	-0.033*** (-10.161)	-0,028*** (-8,737)	-0,038*** (-8,174)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 20: Model-A ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π , Lex, σ)								
Model A		Model A.1	Model A.2	Model A.3	Model A.4	Model A.5	Model A.6	Model A.7
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_I$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.241*** (-3.357)	-0.256*** (-3.576)	-0.287*** (-4.226)	-0.237*** (-3.305)	-0.242*** (-3.370)	-0.255*** (-3.509)	-0.211*** (-2.840)	-0.281*** (-4.003)
$\Delta LRM1_{t-2}$	0.237*** (3.147)	0.268*** (3.714)	0.231*** (3.456)	0.238*** (3.165)	0.236*** (3.137)	0.190** (2.510)	0.191** (2.464)	0.193*** (2.758)
$\Delta LRM1_{t-3}$	0.141* (1.892)	-	0.132** (1.973)	0.142* (1.907)	0.141* (1.881)	0.161** (2.128)	0.185** (2.562)	-
$\Delta LRM1_{t-4}$	0.164** (2.289)	-	-	0.165** (2.306)	0.164** (2.287)	0.205*** (2.757)	0.201*** (2.858)	-
$\Delta LRM1_{t-5}$	0.200*** (2.850)	-	-	0.199*** (2.835)	0.199*** (2.841)	0.253*** (3.390)	0.219*** (3.196)	-
$\Delta LRM1_{t-6}$	0.151** (2.488)	-	-	0.150** (2.484)	0.150** (2.481)	0.175** (2.496)	0.152** (2.577)	-
ΔLY	-0.047* (-1.765)	-0.073*** (-3.393)	-0.065*** (-2.958)	-0.047* (-1.774)	-0.047* (-1.765)	-0.043 (-1.654)	-0.040 (-1.540)	-0.073*** (-3.371)
ΔLY_{t-1}	-0.044 (-1.248)	-	-	-0.046 (-1.302)	-0.044 (-1.240)	-0.063*** (-2.032)	-0.068** (-2.199)	-
ΔLY_{t-2}	-0.072** (-1.998)	-	-	-0.073** (-2.031)	-0.071** (-1.995)	-0.086*** (-2.877)	-0.097*** (-3.233)	-
ΔLY_{t-3}	-0.086** (-3.071)	-	-	-0.087*** (-3.097)	-0.086** (-3.069)	-0.100*** (-3.841)	-0.098** (-3.842)	-
Δi	-0.921*** (-3.994)	-1.091*** (-5.466)	-1.061*** (-5.206)	-0.917*** (-3.971)	-0.921*** (-3.992)	-	-	-1.101*** (-5.421)
$\Delta \pi$	-0.798*** (-3.926)	-	-	-0.798*** (-3.928)	-0.799*** (-3.931)	-0.831*** (-3.904)	-0.670*** (-3.210)	-
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.306 (-1.193)	-	-	-0.290 (-1.126)	-0.317 (-1.242)	0.532* (1.840)	0.095 (0.371)	-
$\Delta \pi_{t-2}$	-0.262 (-0.941)	-	-	-0.249 (-0.892)	-0.270 (-0.973)	0.433 (1.443)	0.070 (0.250)	-
$\Delta \pi_{t-3}$	-0.410 (-1.577)	-	-	-0.400 (-1.536)	-0.416 (-1.602)	0.160 (0.589)	-0.104 (-0.399)	-
$\Delta \pi_{t-4}$	-0.028 (-0.106)	-	-	-0.020 (-0.076)	-0.031 (-0.120)	0.427 (1.551)	0.186 (0.727)	-
$\Delta \pi_{t-5}$	-0.509** (-2.358)	-	-	-0.506** (-2.345)	-0.512** (-2.371)	-0.279 (-1.240)	-0.299 (-1.393)	-
$\Delta \pi_{t-6}$	0.294 (1.529)	-	-	0.294 (1.529)	0.293 (1.527)	0.462** (2.340)	0.446** (2.400)	-
ΔLex	0.470*** (9.005)	0.458*** (9.201)	0.447*** (8.935)	0.470*** (9.000)	0.470*** (9.002)	0.478*** (9.385)	0.455*** (8.882)	0.456*** (9.100)
ΔLex_{t-1}	-0.108 (-1.581)	-0.133** (-2.180)	-0.121* (-1.964)	-0.109 (-1.590)	-0.108 (-1.576)	-0.077 (-1.145)	-0.107* (-1.708)	-0.117* (-1.915)
ΔLex_{t-2}	-0.141** (-2.145)	-0.083* (-1.693)	-0.148*** (-2.649)	-0.144** (-2.178)	-0.141** (-2.133)	-0.147** (-2.129)	-0.131** (-2.028)	-0.102** (-2.085)
ΔLex_{t-3}	0.011 (0.162)	-	-	0.011 (0.169)	0.011 (0.158)	0.013 (0.181)	0.031 (0.480)	-
ΔLex_{t-4}	-0.140** (-2.256)	-	-	-0.142** (-2.289)	-0.139** (-2.247)	-0.214*** (-3.165)	-0.143** (-2.421)	-
ΔLex_{t-5}	-	-	-	-	-	0.042 (0.640)	-	-
ΔLex_{t-6}	-	-	-	-	-	-0.128** (-2.188)	-	-
$\Delta \sigma$	-	-0.571 (-0.912)	-	-	-	-3.930*** (-2.914)	-0.031*** (-2.855)	0.002 (1.376)
$\Delta \sigma_{t-1}$	-	-1.918*** (-3.199)	-	-	-	0.103 (0.053)	-0.006 (-0.507)	-0.005*** (-3.507)
$\Delta \sigma_{t-2}$	-	-	-	-	-	1.938 (0.979)	-0.024** (-2.135)	-
$\Delta \sigma_{t-3}$	-	-	-	-	-	4.901*** (2.497)	-	-
$\Delta \sigma_{t-4}$	-	-	-	-	-	3.481* (1.837)	-	-
$\Delta \sigma_{t-5}$	-	-	-	-	-	4.977*** (2.724)	-	-
$\Delta \sigma_{t-6}$	-	-	-	-	-	7.177*** (4.124)	-	-
$\Delta \sigma_{t-7}$	-	-	-	-	-	2.880** (2.156)	-	-
ECT	-0.162*** (-5.189)	-0.078*** (-6.658)	-0.112*** (-6.625)	-0.164*** (-5.192)	-0.162*** (-5.190)	-0.209*** (-7.816)	-0.199*** (-7.649)	-0.111*** (-7.534)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 21: Model-A NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

Para Talebi Modeli LRM1 = $f(LY, i, \pi, Lex, \sigma)$								
Model A	Model A.1		Model A.2		Model A.3		Model A.4	
	$\sigma = \sigma_{M1}$		$\sigma = \sigma_Y$		$\sigma = \sigma_i$		$\sigma = \sigma_P$	
		$\sigma = \sigma_{ex}$			$\sigma = \sigma_{TL}$			$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.241*** (-3.357)	-0.253*** (-3.849)	-0.173* (-1.968)	-0.233*** (-2.677)	-0.254*** (-3.022)	-0.275*** (-3.372)	-0.269*** (-3.947)	-0.242*** (-3.541)
$\Delta LRM1_{t-2}$	0.237*** (3.147)	0.249*** (3.488)	0.234*** (2.657)	0.239*** (2.799)	0.247*** (2.794)	0.201*** (2.370)	0.154*** (2.278)	0.221*** (3.277)
$\Delta LRM1_{t-3}$	0.141* (1.892)	-	0.129 (1.542)	0.142* (1.700)	0.164* (1.889)	0.220*** (2.617)	-	-
$\Delta LRM1_{t-4}$	0.164*** (2.289)	-	0.155* (1.883)	0.164* (1.970)	0.237*** (2.666)	0.284*** (3.202)	-	-
$\Delta LRM1_{t-5}$	0.200*** (2.850)	-	0.189* (2.285)	0.199* (2.371)	0.238*** (2.732)	0.312*** (3.460)	-	-
$\Delta LRM1_{t-6}$	0.151*** (2.488)	-	0.146*** (2.069)	0.152*** (2.108)	0.165*** (2.278)	0.162*** (2.234)	-0.052** (-2.053)	-0.079*** (-2.818)
ΔLY	-0.047* (-1.765)	-0.072*** (-3.275)	-0.065*** (-2.173)	-0.046 (-1.547)	-0.047 (-1.589)	-0.041 (-1.425)	-0.029 (-0.995)	-0.090*** (-2.827)
ΔLY_{t-1}	-0.044 (-1.248)	-	-0.213*** (-3.147)	-0.048 (-1.179)	-0.058 (-1.475)	-0.088*** (-2.436)	-0.068*** (-2.424)	-
ΔLY_{t-2}	-0.072*** (-1.998)	-	-0.212*** (-3.319)	-0.077* (-1.942)	-0.085** (-2.214)	-0.099*** (-2.997)	-0.076*** (-3.189)	-
ΔLY_{t-3}	-0.086*** (-3.071)	-	-0.131*** (-3.752)	-0.089*** (-2.981)	-0.094*** (-3.194)	-0.108*** (-3.994)	-0.052** (-2.053)	-
Δi	-0.921*** (-3.994)	-1.134*** (-5.705)	-	-0.886*** (-3.201)	-0.986*** (-3.396)	-	-	-1.244*** (-6.385)
$\Delta \pi$	-0.798*** (-3.926)	-	-0.908*** (-3.921)	-0.799*** (-3.409)	-0.860*** (-3.645)	-0.599** (-2.592)	-0.734*** (-3.705)	-
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.306 (-1.193)	-	0.064 (0.116)	-0.280 (-0.463)	-0.176 (-0.276)	0.686 (1.162)	0.562** (2.101)	-
$\Delta \pi_{t-2}$	-0.262 (-0.941)	-	-0.079 (-0.163)	-0.244 (-0.474)	-0.097 (-0.181)	0.466 (0.894)	0.445 (1.648)	-
$\Delta \pi_{t-3}$	-0.410 (-1.577)	-	-0.262 (-0.639)	-0.392 (-0.913)	-0.260 (-0.589)	0.133 (0.303)	0.278 (1.166)	-
$\Delta \pi_{t-4}$	-0.028 (-0.106)	-	0.042 (0.119)	-0.012 (-0.032)	0.078 (0.206)	0.454 (1.196)	0.483*** (2.036)	-
$\Delta \pi_{t-5}$	-0.509** (-2.358)	-	-0.427 (-1.604)	-0.495* (-1.811)	-0.481 (-1.736)	-0.176 (-0.636)	-0.022 (-0.112)	-
$\Delta \pi_{t-6}$	0.294 (1.529)	-	0.343 (1.603)	0.307 (1.374)	0.374 (1.616)	0.392* (1.830)	0.592*** (3.269)	-
ΔLex	0.470*** (9.005)	0.458*** (9.239)	0.471*** (8.420)	0.475*** (8.324)	0.474*** (8.416)	0.467*** (8.510)	0.461*** (9.463)	0.459*** (9.393)
ΔLex_{t-1}	-0.108 (-1.581)	-0.132** (-2.158)	-0.127* (-1.904)	-0.105 (-1.438)	-0.091 (-1.253)	-0.070 (-0.968)	-0.151*** (-2.567)	-0.099 (-1.639)
ΔLex_{t-2}	-0.141** (-2.145)	-0.094* (-1.903)	-0.104 (-1.500)	-0.134* (-1.845)	-0.141* (-1.957)	-0.143* (-1.941)	-	-0.120** (-2.408)
ΔLex_{t-3}	0.011 (0.162)	-	0.012 (0.174)	0.016 (0.231)	0.001 (0.020)	-0.049 (-0.676)	-	-
ΔLex_{t-4}	-0.140** (-2.256)	-	-0.141** (-2.128)	-0.134** (-1.961)	-0.168** (-2.439)	-0.190*** (-2.697)	-	-
$\Delta \sigma^+$	-	-	-0.123 (-0.312)	-	-32.683 (-1.407)	-5.343*** (-3.094)	-	0.004** (2.253)
$\Delta \sigma_{t-1}^+$	-	-	-0.840* (-1.675)	-	-66.614 (-1.670)	21.715* (1.820)	-	-
$\Delta \sigma_{t-2}^+$	-	-	-	-	-55.942 (-1.614)	36.467*** (3.442)	-	-
$\Delta \sigma_{t-3}^+$	-	-	-	-	-	19.949** (2.237)	-	-
$\Delta \sigma_{t-4}^+$	-	-	-	-	-	15.183** (1.997)	-	-
$\Delta \sigma^-$	-	-0.179 (-0.231)	-	-	-	-1.557 (-0.166)	-0.067*** (-4.649)	-0.140*** (-7.960)
$\Delta \sigma_{t-1}^-$	-	-2.255*** (-3.167)	-	-	-	35.680*** (3.361)	-	-0.012*** (-6.193)
$\Delta \sigma_{t-2}^-$	-	-	-	-	-	11.629 (1.338)	-	-
$\Delta \sigma_{t-3}^-$	-	-	-	-	-	9.615 (1.266)	-	-
$\Delta \sigma_{t-4}^-$	-	-	-	-	-	-7.820*** (-2.688)	-	-
$\Delta \sigma_{t-5}^-$	-	-	-	-	-	-4.768* (-1.976)	-	-
$\Delta \sigma_{t-6}^-$	-	-	-	-	-	4.558** (2.342)	-	-
$\Delta \sigma_{t-7}^-$	-	-	-	-	-	6.069*** (3.150)	-	-
ECT	-0.162*** (-5.189)	-0.072*** (-6.596)	-0.309*** (-8.688)	-0.173*** (-5.243)	-0.162*** (-5.678)	-0.238*** (-8.431)	-0.133*** (-9.576)	-0.226*** (-7.929)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 22: Model-B ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM1 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ)</i>								
<i>Model B</i>		<i>Model B.1</i>	<i>Model B.2</i>	<i>Model B.3</i>	<i>Model B.4</i>	<i>Model B.5</i>	<i>Model B.6</i>	<i>Model B.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.107 (-1.335)	-0.079 (-0.969)	-0.062 (-0.761)	-0.111 (-1.392)	-0.156* (-1.969)	-0.147* (-1.894)	-0.161* (-1.953)	-0.146* (-1.785)
$\Delta LRM1_{t-2}$	0.191** (2.353)	0.198** (2.431)	0.169** (2.080)	0.191** (2.350)	0.196** (2.422)	0.134* (1.774)	0.195** (2.389)	0.101 (1.217)
$\Delta LRM1_{t-3}$	0.159** (2.076)	0.243*** (2.975)	0.178** (2.371)	0.163** (2.127)	0.229*** (2.855)	0.088 (1.229)	0.262*** (3.300)	0.180** (2.255)
$\Delta LRM1_{t-4}$	0.137** (2.050)	0.187** (2.477)	0.135** (2.046)	0.138** (2.070)	0.181** (2.416)	0.044 (0.710)	0.215*** (2.838)	0.167** (2.178)
$\Delta LRM1_{t-5}$	-0.040 (-0.566)	-0.021 (-0.288)	-0.071 (-1.020)	-0.032 (-0.454)	-0.022 (-0.304)	-0.125* (-1.917)	-0.019 (-0.262)	-0.079 (-1.044)
$\Delta LRM1_{t-6}$	0.080 (1.174)	0.061 (0.871)	0.086 (1.289)	0.084 (1.233)	0.031 (0.441)	0.043 (0.636)	0.052 (0.769)	0.147** (2.001)
$\Delta LRM1_{t-7}$	-0.202*** (-3.086)	-0.237*** (-3.614)	-0.190*** (-2.981)	-0.202*** (-3.088)	-0.195*** (-2.972)	-0.251*** (-3.858)	-0.172*** (-2.728)	-0.183*** (-2.733)
ΔLY	-0.019 (-0.882)	-0.025 (-1.193)	-0.024 (-1.175)	-0.018 (-0.855)	-0.010 (-0.475)	-0.011 (-0.539)	-0.009 (-0.459)	-0.019 (-1.081)
ΔLY_{t-1}	-0.051* (-1.674)	-0.084** (-2.552)	-0.082** (-2.540)	-0.049 (-1.614)	-0.078** (-2.469)	-0.017 (-0.587)	-0.099*** (-3.057)	-
ΔLY_{t-2}	-0.068** (-2.233)	-0.100*** (-3.041)	-0.063** (-2.156)	-0.067** (-2.218)	-0.098*** (-3.026)	-0.028 (-0.971)	-0.122*** (-3.706)	-
ΔLY_{t-3}	-0.093*** (-3.992)	-0.127*** (-4.110)	-0.086*** (-3.814)	-0.093*** (-3.999)	-0.134*** (-4.372)	-0.072*** (-3.168)	-0.164*** (-5.177)	-
ΔLY_{t-4}	-	-0.041* (-1.712)	-	-	-0.041* (-1.733)	-	-0.084*** (-2.726)	-
ΔLY_{t-5}	-	-	-	-	-	-	-0.054* (-1.968)	-
ΔLY_{t-6}	-	-	-	-	-	-	-0.036* (-1.719)	-
Δi	-0.987*** (-3.926)	-0.942*** (-3.786)	-1.131*** (-4.307)	-1.003*** (-4.001)	-0.856*** (-3.459)	-1.036*** (-3.620)	-0.906*** (-3.500)	-1.006*** (-3.650)
Δi_{t-1}	0.876** (2.435)	0.841** (2.329)	1.236*** (3.209)	0.904** (2.510)	0.869** (2.343)	1.013*** (3.198)	0.913** (2.518)	0.662 (1.602)
Δi_{t-2}	0.269 (0.811)	0.604 (1.649)	0.136 (0.410)	0.235 (0.710)	0.631 (1.628)	-	0.753** (2.064)	0.823* (1.972)
Δi_{t-3}	-0.309 (-0.945)	-0.339 (-1.033)	-0.219 (-0.682)	-0.264 (-0.806)	-0.405 (-1.116)	-	-0.400 (-1.228)	-0.436 (-1.153)
Δi_{t-4}	0.131 (0.405)	0.123 (0.386)	0.141 (0.447)	0.102 (0.318)	-0.024 (-0.068)	-	0.147 (0.433)	0.490 (1.311)
Δi_{t-5}	0.305 (0.944)	0.293 (0.913)	0.236 (0.747)	0.327 (1.010)	0.303 (0.887)	-	0.100 (0.306)	-0.296 (-0.806)
Δi_{t-6}	0.605** (2.531)	0.758*** (3.043)	0.627*** (2.675)	0.626*** (2.617)	0.683*** (2.673)	-	0.620** (2.517)	1.106*** (4.121)
$\Delta \pi$	-0.916*** (-5.188)	-0.810*** (-4.659)	-0.839*** (-4.828)	-0.920*** (-5.212)	-1.055*** (-5.759)	-0.776*** (-4.319)	-0.843*** (-4.711)	-0.745*** (-4.346)
$\Delta \pi_{t-1}$	1.999*** (4.699)	2.029*** (4.956)	1.962*** (4.839)	1.961*** (4.681)	2.630*** (5.565)	1.853*** (4.905)	2.671*** (5.944)	2.304*** (5.231)
$\Delta \pi_{t-2}$	1.441*** (3.791)	1.426*** (3.924)	1.463*** (4.011)	1.407*** (3.754)	2.087*** (4.959)	1.413*** (4.149)	2.163*** (5.303)	1.648*** (4.168)
$\Delta \pi_{t-3}$	1.433 (4.258)	1.505*** (4.539)	1.381*** (4.321)	1.397*** (4.215)	2.115*** (5.580)	1.380*** (4.735)	2.018*** (5.784)	1.577*** (4.503)
$\Delta \pi_{t-4}$	1.326*** (4.587)	1.427*** (4.944)	1.292*** (4.713)	1.307*** (4.563)	1.773*** (5.582)	1.267*** (4.978)	1.701*** (5.945)	1.350*** (4.714)
$\Delta \pi_{t-5}$	0.921*** (3.440)	1.042*** (3.850)	0.831*** (3.274)	0.911*** (3.423)	1.194*** (4.164)	0.710*** (3.047)	1.242*** (4.767)	0.981*** (3.779)
$\Delta \pi_{t-6}$	1.042*** (5.228)	1.102*** (5.532)	0.993*** (5.226)	1.042*** (5.235)	1.184*** (5.735)	0.851*** (4.606)	1.218*** (6.359)	0.999*** (5.142)
$\Delta \pi_{t-7}$	0.410** (2.001)	0.488*** (3.041)	0.363** (2.001)	0.403** (2.001)	0.565*** (3.041)	0.238 (0.710)	0.596*** (3.041)	0.446*** (3.041)

	(2.541)	(2.978)	(2.334)	(2.510)	(3.271)	(1.495)	(3.771)	(2.823)
ΔLex	0.434*** (10.808)	0.413*** (10.344)	0.421*** (10.571)	0.437*** (10.869)	0.446*** (11.232)	0.405*** (10.130)	0.417*** (10.396)	0.419*** (10.316)
ΔLex_{t-1}	-0.120** (-2.195)	-0.110** (-2.039)	-0.111** (-2.052)	-0.120** (-2.210)	-0.107** (-1.992)	-0.066 (-1.175)	-0.095* (-1.763)	-0.101* (-1.861)
ΔLex_{t-2}	-0.161*** (-2.989)	-0.164*** (-2.871)	-0.188*** (-3.528)	-0.157*** (-2.935)	-0.157*** (-2.761)	-0.129** (-2.419)	-0.175*** (-3.185)	-0.115** (-2.125)
ΔLex_{t-3}	-	-0.082 (-1.522)	-	-	-0.081 (-1.512)	-	-0.065 (-1.250)	-0.099* (-1.941)
Δfi	2.839*** (11.680)	2.885*** (11.894)	2.898*** (12.017)	2.830*** (11.657)	3.028*** (12.418)	2.814*** (11.512)	2.870*** (12.199)	3.140*** (12.318)
Δfi_{t-1}	-0.022 (-0.068)	-0.072 (-0.226)	-0.123 (-0.392)	-0.034 (-0.107)	0.140 (0.444)	0.132 (0.417)	0.103 (0.329)	-0.488 (-1.402)
Δfi_{t-2}	-0.053 (-0.168)	-0.033 (-0.103)	-0.105 (-0.332)	-0.056 (-0.179)	-0.224 (-0.697)	0.466 (1.475)	-0.219 (-0.694)	-0.643* (-1.799)
Δfi_{t-3}	-1.090*** (-3.716)	-1.173*** (-3.946)	-1.251*** (-4.287)	-1.105*** (-3.766)	-1.352*** (-4.494)	-0.550* (-1.889)	-1.364*** (-4.342)	-1.591*** (-4.837)
Δfi_{t-4}	-0.572** (-1.904)	-0.727** (-2.306)	-0.695** (-2.335)	-0.552* (-1.843)	-0.695** (-2.208)	-0.120 (-0.409)	-0.824** (-2.579)	-1.171*** (-3.361)
Δfi_{t-5}	0.666** (2.077)	0.659** (2.058)	0.628** (1.997)	0.679** (2.122)	0.774** (2.413)	0.964*** (3.137)	0.734** (2.408)	0.375 (1.046)
Δfi_{t-6}	-0.171 (-0.555)	0.077 (0.245)	-0.212 (-0.701)	-0.156 (-0.508)	0.040 (0.129)	0.010 (0.032)	0.083 (0.274)	-0.412 (-1.227)
Δfi_{t-7}	1.029*** (3.435)	1.175*** (3.962)	1.022*** (3.476)	1.030*** (3.443)	0.936*** (3.163)	1.299*** (4.376)	1.020*** (3.505)	0.959*** (3.064)
$\Delta \sigma$	-	-	-0.081 (-0.522)	-	-0.513 (-0.037)	-1.493 (-1.290)	-0.006 (-0.678)	-0.003** (-2.234)
$\Delta \sigma_{t-1}$	-	-	-	-	-20.448 (-1.385)	-1.799 (-1.240)	-0.023** (-2.130)	-0.046*** (-7.070)
$\Delta \sigma_{t-2}$	-	-	-	-	-7.269 (-0.514)	0.280 (0.178)	-0.023** (-2.412)	-0.046*** (-6.653)
$\Delta \sigma_{t-3}$	-	-	-	-	28.049** (2.051)	2.569* (1.695)	-	-0.051*** (-6.752)
$\Delta \sigma_{t-4}$	-	-	-	-	37.854*** (2.885)	2.433 (1.641)	-	-0.055*** (-6.876)
$\Delta \sigma_{t-5}$	-	-	-	-	-	2.747* (1.962)	-	-0.063*** (-7.194)
$\Delta \sigma_{t-6}$	-	-	-	-	-	5.202*** (4.014)	-	-0.067*** (-7.134)
$\Delta \sigma_{t-7}$	-	-	-	-	-	3.984*** (3.923)	-	-0.072*** (-7.047)
ECT	-0.327*** (-6.509)	-0.350*** (-6.920)	-0.353*** (-6.776)	-0.328*** (-6.534)	-0.378*** (-7.337)	-0.241*** (-6.673)	-0.402*** (-7.537)	-0.342*** (-6.988)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 23: Model-B NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

Para Talebi Modeli $LRM1 = f(LY, i, \pi, Lex, \sigma)$								
Model B		Model B.1	Model B.2	Model B.3	Model B.4	Model B.5	Model B.6	Model B.7
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{MF}$
$\Delta LRM1_{t-1}$	-0.107 (-1.335)	-0.242** (-2.599)	-0.078 (-0.829)	-0.030 (-0.310)	-0.171* (-1.827)	-0.193** (-2.178)	-0.191*** (-2.430)	-0.070 (-0.910)
$\Delta LRM1_{t-2}$	0.191** (2.353)	0.039 (0.431)	0.123 (1.312)	0.216** (2.179)	0.186* (2.023)	0.095 (1.092)	0.109 (1.355)	0.158** (2.005)
$\Delta LRM1_{t-3}$	0.159** (2.076)	0.152* (1.736)	0.189** (2.043)	0.292*** (2.813)	0.189** (2.219)	0.082 (0.993)	0.188** (2.372)	0.267*** (3.410)
$\Delta LRM1_{t-4}$	0.137** (2.050)	0.115 (1.466)	0.174* (1.897)	0.236** (2.369)	0.153* (1.975)	0.154* (1.853)	0.202** (2.609)	0.201** (2.567)
$\Delta LRM1_{t-5}$	-0.040 (-0.566)	-0.122 (-1.384)	-0.027 (-0.280)	0.016 (0.164)	-0.041 (-0.493)	0.061 (0.639)	0.009 (0.104)	-0.018 (-0.221)
$\Delta LRM1_{t-6}$	0.080 (1.174)	0.001 (0.008)	0.090 (0.911)	0.130 (1.303)	0.045 (0.548)	0.110 (1.313)	0.185** (2.467)	0.115 (1.505)
$\Delta LRM1_{t-7}$	-0.202*** (-3.086)	-0.261*** (-3.196)	-0.169** (-2.025)	-0.196** (-2.235)	-0.192*** (-2.638)	-0.213*** (-2.755)	-	-0.214*** (-3.371)
ΔLY	-0.019 (-0.882)	0.012 (0.512)	-0.017 (-0.729)	0.005 (0.194)	-0.017 (-0.772)	0.001 (0.032)	0.000 (-0.002)	0.005 (0.250)
ΔLY_{t-1}	-0.051* (-1.674)	0.053 (1.311)	-0.088* (-1.788)	-0.144*** (-2.835)	-0.101** (-2.585)	-0.048 (-1.168)	-0.130*** (-3.893)	-0.065* (-1.909)
ΔLY_{t-2}	-0.068** (-2.233)	0.064** (2.265)	-0.082** (-2.123)	-0.154*** (-3.303)	-0.107*** (-2.934)	-0.061 (-1.653)	-0.155*** (-4.580)	-0.059 (-1.526)
ΔLY_{t-3}	-0.093*** (-3.992)	-	-0.083*** (-3.137)	-0.176*** (-4.219)	-0.138*** (-4.153)	-0.101*** (-3.073)	-0.187*** (-5.925)	-0.074*** (-2.651)
ΔLY_{t-4}	-	-	-	-0.099** (-2.418)	-0.033 (-1.379)	-0.027 (-1.141)	-0.101*** (-3.338)	-
ΔLY_{t-5}	-	-	-	-0.075** (-2.015)	-	-	-0.077*** (-2.765)	-
ΔLY_{t-6}	-	-	-	-0.051* (-1.918)	-	-	-0.039* (-1.832)	-
Δi	-0.987*** (-3.926)	-0.475 (-1.421)	-1.209*** (-3.806)	-0.722** (-2.151)	-1.137*** (-3.796)	-1.004*** (-2.693)	-1.077*** (-3.929)	-1.236*** (-4.815)
Δi_{t-1}	0.876 (2.435)	0.679* (1.826)	1.279*** (3.207)	0.791* (1.926)	0.924** (2.410)	1.012 (2.795)	1.426 (3.716)	1.202*** (3.002)
Δi_{t-2}	0.269 (0.811)	0.804** (2.320)	0.270 (0.742)	0.953** (2.195)	0.441 (1.149)	-	0.362 (0.939)	0.493 (1.203)
Δi_{t-3}	-0.309 (-0.945)	-0.232 (-0.665)	-0.103 (-0.295)	-0.203 (-0.431)	-0.582 (-1.556)	-	-0.346 (-0.913)	0.088 (0.227)
Δi_{t-4}	0.131 (0.405)	0.374 (1.082)	-0.069 (-0.205)	0.339 (0.715)	0.067 (0.186)	-	-0.240 (-0.657)	-0.197 (-0.524)
Δi_{t-5}	0.305 (0.944)	0.012 (0.035)	0.366 (1.106)	-0.024 (-0.052)	0.225 (0.659)	-	0.348 (1.082)	0.040 (0.117)
Δi_{t-6}	0.605** (2.531)	0.616* (2.304)	0.716*** (2.774)	0.801** (2.226)	0.564** (2.072)	-	0.387 (1.594)	1.015*** (4.100)
$\Delta \pi$	-0.916*** (-5.188)	-0.914*** (-4.371)	-0.808*** (-3.857)	-0.964*** (-4.224)	-1.021*** (-4.922)	-0.484** (-2.278)	-0.854*** (-4.665)	-0.748*** (-4.474)
$\Delta \pi_{t-1}$	1.999 (4.699)	2.711*** (3.856)	2.104*** (3.525)	3.614*** (4.844)	2.351*** (3.762)	2.191*** (3.575)	3.689*** (7.334)	2.537*** (5.547)
$\Delta \pi_{t-2}$	1.441*** (3.791)	2.061*** (3.396)	1.594*** (3.124)	2.792*** (4.259)	1.777*** (3.247)	1.658*** (3.101)	3.217*** (7.130)	1.922*** (4.751)
$\Delta \pi_{t-3}$	1.433 (4.258)	1.767*** (3.341)	1.411*** (3.068)	2.522*** (4.407)	1.633*** (3.389)	1.504*** (3.198)	2.677*** (6.980)	1.622*** (4.508)
$\Delta \pi_{t-4}$	1.326*** (4.587)	1.462*** (3.451)	1.416*** (3.754)	1.959*** (4.326)	1.416*** (3.698)	1.454*** (3.787)	2.235*** (6.857)	1.484*** (5.079)
$\Delta \pi_{t-5}$	0.921*** (3.440)	1.023*** (2.821)	0.799** (2.329)	1.406*** (3.478)	1.066*** (3.047)	0.800** (2.315)	1.546*** (5.346)	0.930*** (3.515)
$\Delta \pi_{t-6}$	1.042*** (5.228)	1.158*** (4.516)	1.094*** (4.440)	1.268*** (4.430)	1.101*** (4.512)	0.932*** (3.701)	1.632*** (7.866)	0.993*** (5.303)
$\Delta \pi_{t-7}$	0.410** (2.541)	0.562*** (2.828)	0.382** (2.024)	0.459** (2.070)	0.502** (2.541)	0.395** (2.027)	0.620*** (3.885)	0.412*** (2.780)
ΔLex	0.434*** (10.808)	0.441*** (10.051)	0.435*** (9.929)	0.457*** (9.673)	0.438*** (10.219)	0.416*** (8.967)	0.435*** (3.812)	0.400*** (10.497)
ΔLex_{t-1}	-0.120** (-2.195)	-0.042 (-0.772)	-0.122* (-2.102)	-0.151** (-2.470)	-0.069 (-1.227)	-0.067 (-1.092)	-0.131** (-2.459)	-0.067 (-1.300)
ΔLex_{t-2}	-0.161*** (-2.989)	-0.106** (-2.007)	-0.181*** (-3.120)	-0.117* (-1.829)	-0.192*** (-3.372)	-0.106* (-1.730)	-0.199*** (-3.631)	-0.189*** (-3.468)

ΔLex_{t-3}	-	-	-0.038 (-0.665)	-0.071 (-1.163)	-	-0.085 (-1.409)	-0.081 (-1.469)	-0.078 (-1.432)
ΔLex_{t-4}	-	-	-0.082 (-1.438)	-	-	-0.081 (-1.377)	-0.076 (-1.434)	-0.072 (-1.333)
ΔLex_{t-5}	-	-	0.073 (1.319)	-	-	-	0.000 (0.009)	0.096** (2.000)
ΔLex_{t-6}	-	-	-0.072 (-1.313)	-	-	-	-0.152*** (-3.654)	-
Δfi	2.839*** (11.680)	3.312*** (12.717)	2.873*** (10.229)	2.888*** (9.977)	2.900*** (10.817)	2.669*** (9.320)	2.891*** (12.680)	3.086*** (13.213)
Δfi_{t-1}	-0.022 (-0.068)	0.364 (0.931)	-0.182 (-0.418)	-0.487 (-1.050)	0.291 (0.694)	-0.065 (-0.160)	0.024 (0.079)	-0.361 (-1.119)
Δfi_{t-2}	-0.053 (-0.168)	0.038 (0.098)	-0.325 (-0.799)	-0.417 (-0.953)	-0.007 (-0.018)	0.330 (0.807)	-0.482 (-1.659)	-0.512 (-1.433)
Δfi_{t-3}	-1.090*** (-3.716)	-1.307*** (-3.894)	-1.464*** (-4.249)	-1.649*** (-4.269)	-1.156*** (-3.615)	-0.463 (-1.296)	-1.594*** (-5.243)	-2.052*** (-6.296)
Δfi_{t-4}	-0.572** (-1.904)	-1.342*** (-3.797)	-0.909** (-2.570)	-1.091*** (-2.708)	-0.450 (-1.330)	-0.444 (-1.210)	-1.214*** (-3.748)	-1.305*** (-3.855)
Δfi_{t-5}	0.666** (2.077)	0.131 (0.308)	0.365 (0.837)	0.365 (0.799)	1.001** (2.366)	0.251 (0.571)	0.330 (1.036)	0.298 (0.858)
Δfi_{t-6}	-0.171 (-0.555)	-0.524 (-1.284)	-0.136 (-0.312)	-0.434 (-0.942)	0.149 (0.367)	-0.255 (-0.580)	-0.418 (-1.402)	-0.033 (-0.098)
Δfi_{t-7}	1.029*** (3.435)	0.693* (1.819)	0.999** (2.594)	0.798* (1.979)	1.029*** (2.841)	1.101*** (2.637)	0.434* (1.937)	1.348*** (4.423)
$\Delta \sigma^+$	-	0.083 (0.096)	-0.548** (-2.008)	-0.168 (-0.216)	-34.328 (-1.634)	-1.849 (-1.095)	0.017 (1.516)	-0.005*** (-2.893)
$\Delta \sigma_{t-1}^+$	-	-10.117*** (-3.882)	-	17.832*** (2.666)	-85.266** (-2.237)	22.485** (2.055)	0.089*** (5.068)	0.096 (1.321)
$\Delta \sigma_{t-2}^+$	-	-9.753*** (-4.173)	-	20.404*** (3.227)	-77.153*** (-2.628)	33.702*** (3.401)	0.053** (2.526)	-0.263*** (-3.580)
$\Delta \sigma_{t-3}^+$	-	-3.297* (-1.707)	-	21.294*** (3.721)	-	24.889*** (2.956)	0.058*** (2.845)	0.120*** (3.277)
$\Delta \sigma_{t-4}^+$	-	-	-	17.118*** (3.406)	-	13.703* (1.962)	-	-0.011*** (-3.014)
$\Delta \sigma_{t-5}^+$	-	-	-	17.010*** (4.021)	-	8.852 (1.505)	-	-
$\Delta \sigma_{t-6}^+$	-	-	-	9.151*** (2.978)	-	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-7}^+$	-	-	-	6.144*** (2.773)	-	-	-	-
$\Delta \sigma^-$	-	-1.497 (-0.837)	-	-2.182 (-0.551)	278.093*** (2.808)	-2.722 (-0.362)	-0.108*** (-3.616)	-0.032 (-0.432)
$\Delta \sigma_{t-1}^-$	-	-5.599** (-2.451)	-	22.054*** (3.317)	-	30.653*** (3.141)	-0.009 (-0.325)	-0.283*** (-3.718)
$\Delta \sigma_{t-2}^-$	-	0.268 (0.146)	-	20.520*** (3.494)	-	18.008** (2.187)	-0.058*** (-2.627)	0.117*** (3.092)
$\Delta \sigma_{t-3}^-$	-	2.430*** (2.736)	-	12.521** (2.465)	-	7.706 (1.157)	0.027 (1.128)	-
$\Delta \sigma_{t-4}^-$	-	3.234*** (3.710)	-	12.131*** (2.999)	-	1.980 (0.339)	-0.001 (-0.034)	-
$\Delta \sigma_{t-5}^-$	-	2.798*** (3.281)	-	1.016 (0.343)	-	-7.315*** (-3.165)	-0.042* (-1.918)	-
$\Delta \sigma_{t-6}^-$	-	3.844*** (4.283)	-	0.297 (0.120)	-	0.430 (0.220)	0.058*** (3.516)	-
$\Delta \sigma_{t-7}^-$	-	1.388 (1.432)	-	-6.517*** (-3.261)	-	6.267*** (3.973)	-0.108*** (-3.616)	-
ECT	-0.327*** (-6.509)	-0.464*** (-8.690)	-0.354*** (-7.409)	-0.582*** (-8.181)	-0.368*** (-7.948)	-0.302*** (-7.740)	-0.452*** (-8.644)	-0.383*** (-6.850)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 24: Model-C ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
	<i>Model C</i>	<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-0.053 (-0.648)	-0.103 (-1.277)	-	-0.069 (-0.864)	-0.101 (-1.274)	-0.031 (-0.371)	-0.071 (-0.867)	0.015 (0.184)
$\Delta LRM2_{t-2}$	0.222*** (2.864)	0.230*** (2.799)	-	0.234*** (3.051)	0.259*** (3.384)	0.171** (2.008)	0.226*** (2.842)	0.200*** (2.539)
$\Delta LRM2_{t-3}$	0.119* (1.778)	0.186** (2.595)	-	0.134** (2.038)	0.126* (1.871)	0.153* (1.839)	0.172** (2.270)	-
$\Delta LRM2_{t-4}$	0.102* (1.742)	-	-	0.118** (2.040)	0.112* (1.932)	0.132 (1.598)	-	-
$\Delta LRM2_{t-5}$	-	-	-	-	-	0.123 (1.582)	-	-
$\Delta LRM2_{t-6}$	-	-	-	-	-	0.119 (1.561)	-	-
ΔLY	-0.029* (-1.912)	-0.024 (-1.632)	-0.033** (-2.308)	-0.027* (-1.810)	-0.029** (-2.038)	-0.027* (-1.750)	-0.024* (-1.680)	-0.036** (-2.417)
ΔLY_{t-1}	-0.085*** (-3.782)	-0.089*** (-4.000)	-0.085*** (-3.353)	-0.074*** (-3.509)	-0.086*** (-4.008)	-0.116*** (-4.682)	-0.071*** (-3.376)	-0.081*** (-3.703)
ΔLY_{t-2}	-0.104*** (-4.522)	-0.122*** (-5.255)	-0.100*** (-3.534)	-0.096*** (-4.373)	-0.110*** (-4.992)	-0.126*** (-5.092)	-0.100*** (-4.602)	-0.085*** (-3.909)
ΔLY_{t-3}	-0.085*** (-3.860)	-0.098*** (-4.513)	-0.080*** (-3.839)	-0.079*** (-3.700)	-0.097*** (-4.545)	-0.104*** (-4.466)	-0.094*** (-4.544)	-0.077*** (-3.667)
ΔLY_{t-4}	-0.014 (-0.654)	-0.016 (-0.799)	-	-0.010 (-0.481)	-0.021 (-1.014)	-0.028 (-1.246)	-0.025 (-1.258)	-0.006 (-0.312)
ΔLY_{t-5}	-0.008 (-0.423)	-0.007 (-0.376)	-	-0.015 (-0.768)	-0.010 (-0.555)	-0.021 (-1.021)	-0.028 (-1.472)	-0.006 (-0.293)
ΔLY_{t-6}	-0.042*** (-2.709)	-0.043*** (-2.904)	-	-0.048*** (-3.069)	-0.042*** (-2.825)	-0.041*** (-2.414)	-0.063*** (-4.133)	-0.046*** (-3.052)
Δi	-0.514*** (-2.933)	-0.599*** (-3.473)	-0.625*** (-3.425)	-0.558*** (-3.221)	-0.563*** (-3.339)	-0.587*** (-2.843)	-0.590*** (-2.930)	-0.683*** (-3.773)
Δi_{t-1}	1.082*** (4.612)	1.244*** (5.273)	1.504*** (5.979)	1.157*** (4.931)	1.307*** (5.530)	1.038*** (3.618)	1.332*** (5.207)	1.369*** (5.481)
Δi_{t-2}	-0.258 (-1.072)	-0.320 (-1.355)	-0.941*** (-3.995)	-0.338 (-1.441)	-0.297 (-1.215)	-0.129 (-0.423)	-0.237 (-0.903)	-0.495 (-1.972)
Δi_{t-3}	0.091 (0.398)	-0.011 (-0.048)	0.627*** (2.709)	0.197 (0.867)	0.043 (0.189)	0.249 (0.806)	-0.167 (-0.625)	0.169* (0.763)
Δi_{t-4}	0.426*** (1.896)	0.532** (2.387)	-0.283 (-1.239)	0.420* (1.886)	0.534** (2.407)	0.600* (1.968)	0.477** (2.295)	0.331 (1.492)
Δi_{t-5}	-0.092 (-0.429)	-0.258 (-1.188)	0.519*** (2.703)	-0.065 (-0.308)	-0.191 (-0.925)	-0.041 (-0.157)	-	-0.037 (-0.176)
Δi_{t-6}	0.477*** (2.772)	0.404** (2.385)	-	0.491*** (2.871)	0.475*** (2.857)	0.499*** (2.680)	-	0.403** (2.399)
$\Delta \pi$	-1.191*** (-9.974)	-1.099*** (-9.440)	-1.176*** (-9.813)	-1.189*** (-10.049)	-1.226*** (-10.667)	-1.181*** (-9.686)	-1.023*** (-8.617)	-1.195*** (-10.200)
$\Delta \pi_{t-1}$	1.575*** (3.684)	1.537*** (3.809)	1.270*** (4.216)	1.460*** (3.637)	1.563*** (3.805)	1.467*** (3.705)	1.371*** (3.905)	1.709*** (4.146)
$\Delta \pi_{t-2}$	1.691*** (4.556)	1.706*** (4.878)	1.356*** (5.135)	1.606*** (4.565)	1.830*** (5.108)	1.606*** (4.520)	1.685*** (5.459)	1.922*** (5.497)
$\Delta \pi_{t-3}$	1.027*** (3.341)	1.040*** (3.698)	0.572*** (2.410)	0.958*** (3.277)	1.144*** (3.827)	0.989*** (3.206)	0.975*** (3.787)	1.064*** (3.563)
$\Delta \pi_{t-4}$	0.903*** (3.753)	0.869*** (3.828)	0.735*** (3.725)	0.884*** (3.782)	1.005*** (4.322)	0.981*** (3.770)	0.875*** (4.118)	0.967*** (4.078)
$\Delta \pi_{t-5}$	0.463*** (2.291)	0.431*** (2.233)	0.140 (0.807)	0.451*** (2.285)	0.519*** (2.650)	0.511*** (2.324)	0.535*** (2.913)	0.478*** (2.399)
$\Delta \pi_{t-6}$	0.593*** (4.109)	0.570*** (4.122)	0.573*** (4.303)	0.605*** (4.224)	0.658*** (4.675)	0.760*** (4.902)	0.643*** (4.622)	0.631*** (4.435)
$\Delta \pi_{t-7}$	0.394*** (3.405)	0.383*** (3.430)	0.253*** (2.397)	0.383*** (3.354)	0.470*** (4.086)	0.385*** (3.348)	0.422*** (3.820)	0.427*** (3.733)
ΔLex	0.432***	0.427***	0.413***	0.435***	0.440***	0.452***	0.380***	0.425***

	(14.601)	(14.759)	(14.957)	(14.802)	(15.477)	(14.896)	(13.093)	(14.542)
ΔLex_{t-1}	-0.129*** (-2.811)	-0.100** (-2.218)	-0.114*** (-3.207)	-0.131*** (-2.880)	-0.109** (-2.449)	-0.127*** (-2.638)	-0.096** (-2.193)	-0.114** (-2.540)
ΔLex_{t-2}	-0.151*** (-3.277)	-0.153*** (-3.454)	-0.120*** (-3.085)	-0.151*** (-3.315)	-0.160*** (-3.621)	-0.169*** (-3.464)	-0.193*** (-4.123)	-0.169*** (-3.571)
ΔLex_{t-3}	-	-	0.092** (2.458)	-	-	0.022 (0.459)	0.054 (1.467)	0.080** (2.389)
ΔLex_{t-4}	-	-	-0.091** (-2.493)	-	-	-0.082* (-1.745)	-	-
ΔLex_{t-5}	-	-	0.024 (0.673)	-	-	-0.014 (-0.306)	-	-
ΔLex_{t-6}	-	-	-0.091*** (-2.705)	-	-	-0.098** (-2.445)	-	-
$\Delta \sigma$	-	-0.852** (-2.031)	-0.349*** (-2.703)	-	-32.311*** (-3.148)	-0.303 (-0.337)	-0.010 (-1.280)	-0.001* (-1.764)
$\Delta \sigma_{t-1}$	-	-1.518*** (-3.677)	0.155 (1.032)	-	-27.637*** (-2.683)	-3.113** (-2.575)	-0.012 (-1.506)	-
$\Delta \sigma_{t-2}$	-	-	0.123 (0.919)	-	-	-4.247*** (-3.421)	-0.010 (-1.277)	-
$\Delta \sigma_{t-3}$	-	-	0.264** (2.353)	-	-	-4.175*** (-3.214)	0.023*** (2.702)	-
$\Delta \sigma_{t-4}$	-	-	0.055 (0.439)	-	-	-4.527*** (-3.541)	-0.012 (-1.639)	-
$\Delta \sigma_{t-5}$	-	-	0.374*** (3.504)	-	-	-1.873* (-1.953)	0.005 (0.738)	-
$\Delta \sigma_{t-6}$							0.011* (1.704)	-
$\Delta \sigma_{t-7}$							0.009 (1.406)	-
ECT	-0.325*** (-7.020)	-0.308*** (-7.043)	-0.252*** (-8.369)	-0.319*** (-7.227)	-0.321*** (-7.217)	-0.376*** (-7.566)	-0.266*** (-7.317)	-0.311*** (-7.438)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 25: Model-C NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, σ)</i>								
<i>Model C</i>		<i>Model C.1</i>	<i>Model C.2</i>	<i>Model C.3</i>	<i>Model C.4</i>	<i>Model C.5</i>	<i>Model C.6</i>	<i>Model C.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-0.053 (-0.648)	-0.064 (-0.697)	-	-0.066 (-0.738)	-0.190** (-2.061)	-0.039 (-0.424)	-0.121 (-1.364)	-0.009 (-0.110)
$\Delta LRM2_{t-2}$	0.222*** (2.864)	0.245** (2.601)	-	0.227*** (2.678)	0.134 (1.425)	0.175*** (1.865)	0.225*** (2.771)	0.256*** (3.246)
$\Delta LRM2_{t-3}$	0.119* (1.778)	0.186** (1.989)	-	0.135* (1.864)	0.047 (0.530)	0.151 (1.651)	0.139* (1.765)	0.123* (1.790)
$\Delta LRM2_{t-4}$	0.102* (1.742)	0.157 (1.644)	-	0.123* (1.870)	0.142 (1.592)	0.122 (1.357)	0.112 (1.448)	0.103* (1.826)
$\Delta LRM2_{t-5}$	-	0.218** (2.458)	-	-	0.134 (1.520)	0.114 (1.335)	0.137* (1.851)	-
$\Delta LRM2_{t-6}$	-	-	-	-	-	0.124 (1.499)	-	-
ΔLY	-0.029* (-1.912)	-0.023 (-1.366)	-0.033** (-2.039)	-0.027 (-1.643)	-0.032** (-2.000)	-0.025 (-1.477)	-0.029** (-2.094)	-0.036** (-2.230)
ΔLY_{t-1}	-0.085*** (-3.782)	-0.084*** (-3.309)	-0.093*** (-2.908)	-0.079*** (-3.123)	-0.104*** (-3.886)	-0.113*** (-4.181)	-0.101*** (-4.469)	-0.094*** (-3.972)
ΔLY_{t-2}	-0.104*** (-4.522)	-0.108*** (-4.261)	-0.100*** (-2.656)	-0.104*** (-4.063)	-0.144*** (-5.545)	-0.125*** (-4.667)	-0.127*** (-5.513)	-0.081*** (-3.246)
ΔLY_{t-3}	-0.085*** (-3.860)	-0.101*** (-3.999)	-0.055 (-1.500)	-0.086*** (-3.491)	-0.131*** (-5.290)	-0.107*** (-4.191)	-0.121*** (-5.639)	-0.053** (-2.180)
ΔLY_{t-4}	-0.014 (-0.654)	-0.033 (-1.311)	0.031 (0.840)	-0.018 (-0.747)	-0.038 (-1.644)	-0.031 (-1.251)	-0.029 (-1.459)	0.005 (0.228)
ΔLY_{t-5}	-0.008 (-0.423)	-0.045* (-1.813)	0.012 (0.336)	-0.024 (-1.032)	-0.021 (-0.960)	-0.022 (-0.945)	-0.024 (-1.219)	0.004 (0.194)
ΔLY_{t-6}	-0.042*** (-2.709)	-0.069*** (-3.878)	-0.034 (-1.472)	-0.052*** (-3.022)	-0.045*** (-2.635)	-0.041*** (-2.158)	-0.062*** (-3.951)	-0.038** (-2.512)
Δi	-0.514*** (-2.933)	-0.584*** (-2.920)	-0.701*** (-3.710)	-0.536*** (-2.659)	-0.590*** (-2.823)	-0.636*** (-2.521)	-0.840*** (-4.064)	-0.597*** (-3.291)
Δi_{t-1}	1.082*** (4.612)	1.561*** (5.477)	1.235*** (5.326)	1.165*** (4.687)	1.496*** (5.891)	1.049*** (3.613)	1.661*** (6.145)	1.147*** (4.599)
Δi_{t-2}	-0.258 (-1.072)	-0.435 (-1.410)	-0.972*** (-4.109)	-0.341 (-1.349)	-0.283 (-0.992)	-0.053 (-0.171)	-0.468 (-1.634)	-0.254 (-0.997)
Δi_{t-3}	0.091 (0.398)	0.209 (0.737)	0.445** (2.203)	0.225 (0.911)	0.012 (0.042)	0.256 (0.812)	-0.151 (-0.499)	0.068 (0.285)
Δi_{t-4}	0.426*** (1.896)	0.651** (2.601)	-	0.410* (1.766)	0.610** (2.176)	0.548** (1.767)	0.502** (2.360)	0.468** (2.049)
Δi_{t-5}	-0.092 (-0.429)	-0.314 (-1.342)	-	-0.058 (-0.264)	-0.148 (-0.532)	-0.093 (-0.345)	-	-0.099 (-0.464)
Δi_{t-6}	0.477*** (2.772)	0.354* (1.837)	-	0.491*** (2.709)	0.545** (2.558)	0.527** (2.552)	-	0.519*** (3.057)
$\Delta \pi$	-1.191*** (-9.974)	-1.094*** (-8.000)	-1.112*** (-8.428)	-1.176*** (-8.386)	-1.222*** (-8.756)	-1.170*** (-8.214)	-0.978*** (-8.034)	-1.172*** (-10.089)
$\Delta \pi_{t-1}$	1.575*** (3.684)	1.215*** (2.304)	0.857** (2.061)	1.498*** (2.924)	1.344*** (2.630)	1.509*** (2.805)	1.416*** (4.038)	1.565*** (3.862)
$\Delta \pi_{t-2}$	1.691*** (4.556)	1.439*** (3.124)	1.084*** (3.057)	1.633*** (3.728)	1.546*** (3.458)	1.660*** (3.493)	1.700*** (5.395)	1.767*** (4.917)
$\Delta \pi_{t-3}$	1.027*** (3.341)	0.671* (1.712)	0.319 (1.042)	0.984*** (2.655)	0.908** (2.361)	1.034*** (2.555)	0.878*** (3.273)	1.050*** (3.510)
$\Delta \pi_{t-4}$	0.903*** (3.753)	0.704*** (2.329)	0.540*** (2.260)	0.916*** (3.188)	0.892*** (2.984)	0.973*** (3.024)	0.905*** (3.992)	0.951*** (4.044)
$\Delta \pi_{t-5}$	0.463** (2.291)	0.346 (1.414)	-0.011 (-0.056)	0.476** (1.980)	0.527** (2.080)	0.499** (1.872)	0.647*** (3.337)	0.515*** (2.619)
$\Delta \pi_{t-6}$	0.593*** (4.109)	0.538*** (3.120)	0.428*** (2.826)	0.622*** (3.658)	0.576*** (3.097)	0.754*** (4.002)	0.693*** (5.040)	0.597*** (4.257)
$\Delta \pi_{t-7}$	0.394*** (3.405)	0.365*** (2.712)	0.197 (1.611)	0.384*** (2.914)	0.399*** (2.780)	0.400*** (2.882)	0.394*** (3.577)	0.434*** (3.845)
ΔLex	0.432***	0.422***	0.398***	0.435***	0.457***	0.457***	0.403***	0.418***

	(14.601)	(13.354)	(13.278)	(13.618)	(14.306)	(13.262)	(14.178)	(14.396)
ΔLex_{t-1}	-0.129*** (-2.811)	-0.129*** (-2.710)	-0.075** (-1.921)	-0.127*** (-2.679)	-0.067 (-1.393)	-0.128** (-2.515)	-0.092** (-2.111)	-0.121*** (-2.620)
ΔLex_{t-2}	-0.151*** (-3.277)	-0.212*** (-4.236)	-0.091** (-2.268)	-0.142*** (-2.909)	-0.165*** (-3.343)	-0.174*** (-3.372)	-0.202*** (-4.474)	-0.179*** (-3.997)
ΔLex_{t-3}	-	0.048 (0.943)	0.107*** (2.837)	-	0.021 (0.418)	0.020 (0.379)	0.026 (0.597)	-
ΔLex_{t-4}	-	-0.089* (-1.828)	-0.067* (-1.868)	-	-0.101** (-2.083)	-0.077 (-1.539)	-0.084** (-1.979)	-
ΔLex_{t-5}	-	-0.050 (-1.235)	-	-	-0.020 (-0.429)	-0.021 (-0.419)	-0.059 (-1.619)	-
ΔLex_{t-6}	-	-	-	-	-0.057 (-1.484)	-0.099** (-2.247)	-	-
$\Delta \sigma^+$	-	-1.380** (-2.352)	-0.586*** (-2.872)	-	-45.672*** (-3.103)	-	-0.004 (-0.492)	-0.002 (-1.636)
$\Delta \sigma_{t-1}^+$	-	-8.177*** (-3.351)	-0.409 (-1.076)	-	-210.583*** (-3.170)	-	0.031** (2.451)	-
$\Delta \sigma_{t-2}^+$	-	-3.979** (-2.000)	-0.319 (-1.181)	-	-200.446*** (-3.378)	-	0.036** (2.364)	-
$\Delta \sigma_{t-3}^+$	-	-2.513*** (-3.021)	-0.122 (-0.501)	-	-146.509*** (-2.711)	-	0.072*** (4.610)	-
$\Delta \sigma_{t-4}^+$	-	-	-0.183 (-0.834)	-	-122.181** (-2.594)	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-5}^+$	-	-	-0.116 (-0.654)	-	-5.847 (-0.197)	-	-	-
$\Delta \sigma_{t-6}^+$	-	-	-0.474*** (-3.176)	-	-55.988*** (-2.744)	-	-	-
$\Delta \sigma^-$	-	5.754** (2.448)	-	-	19.941 (0.285)	-1.903 (-1.165)	-0.038* (-1.704)	-0.098*** (-7.582)
$\Delta \sigma_{t-1}^-$	-	-2.979 (-1.655)	-	-	-205.810*** (-2.997)	1.299 (0.873)	0.038* (1.949)	-0.006*** (-4.227)
$\Delta \sigma_{t-2}^-$	-	-	-	-	-73.659 (-1.223)	-0.119 (-0.080)	-0.029 (-1.651)	-
$\Delta \sigma_{t-3}^-$	-	-	-	-	-42.112 (-0.754)	-0.505 (-0.325)	-0.015 (-0.920)	-
$\Delta \sigma_{t-4}^-$	-	-	-	-	123.294*** (2.663)	-4.092*** (-2.865)	-0.007 (-0.417)	-
$\Delta \sigma_{t-5}^-$	-	-	-	-	-	-2.655* (-1.968)	-0.012 (-0.781)	-
	-	-	-	-	-	-	0.028** (2.344)	-
ECT	-0.325*** (-7.020)	-0.356*** (-8.117)	-0.199*** (-6.859)	-0.330*** (-7.333)	-0.338*** (-8.499)	-0.380*** (-7.705)	-0.305*** (-7.574)	-0.319*** (-7.338)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

EK 26: Model-D ARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ)</i>								
<i>Model D</i>		<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-0.035 (-0.447)	-0.062 (-0.785)	-	-0.057 (-0.727)	-0.078 (-1.011)	-	-0.034 (-0.415)	-
$\Delta LRM2_{t-2}$	0.197** (2.598)	0.163* (1.911)	-	0.201*** (2.677)	0.241*** (3.230)	-	0.251*** (3.325)	-
$\Delta LRM2_{t-3}$	0.085 (1.285)	-	-	0.095 (1.454)	0.098 (1.486)	-	0.209*** (3.164)	-
$\Delta LRM2_{t-4}$	0.096* (1.687)	-	-	0.108* (1.913)	0.108* (1.929)	-	0.098* (1.721)	-
ΔLY	-0.022 (-1.497)	-0.027* (-1.900)	-0.024* (-1.676)	-0.021 (-1.442)	-0.022 (-1.576)	-0.008 (-0.607)	-0.018 (-1.279)	-0.028** (-2.005)
ΔLY_{t-1}	-0.073*** (-3.371)	-0.082*** (-3.780)	-0.054** (-2.302)	-0.064*** (-3.093)	-0.074*** (-3.590)	-0.055** (-2.590)	-0.072*** (-3.516)	-0.065*** (-3.145)
ΔLY_{t-2}	-0.094*** (-4.175)	-0.118*** (-5.107)	-0.066** (-2.298)	-0.087*** (-4.016)	-0.100*** (-4.658)	-0.087*** (-3.996)	-0.097*** (-4.637)	-0.073*** (-3.465)
ΔLY_{t-3}	-0.081*** (-3.799)	-0.100*** (-4.449)	-0.059** (-2.041)	-0.075*** (-3.637)	-0.094*** (-4.537)	-0.069*** (-3.381)	-0.097*** (-4.764)	-0.060*** (-2.986)
ΔLY_{t-4}	-0.014 (-0.704)	-0.027 (-1.229)	0.007 (0.250)	-0.011 (-0.546)	-0.022 (-1.103)	-0.009 (-0.459)	-0.030 (-1.529)	-0.008 (-0.435)
ΔLY_{t-5}	-0.008 (-0.404)	-0.028 (-1.384)	0.000 (0.002)	-0.014 (-0.713)	-0.010 (-0.571)	0.002 (0.089)	-0.024 (-1.253)	0.005 (0.274)
ΔLY_{t-6}	-0.043*** (-2.853)	-0.047*** (-3.150)	-0.015 (-0.594)	-0.048*** (-3.157)	-0.043*** (-3.021)	-0.017 (-0.933)	-0.056*** (-3.806)	-0.020 (-1.083)
ΔLY_{t-7}	-	-	0.022 (1.396)	-	-	0.031** (2.044)	-	0.028* (1.914)
Δi	-0.556*** (-3.211)	-0.507*** (-2.924)	-0.771*** (-4.223)	-0.601*** (-3.514)	-0.601*** (-3.621)	-0.447** (-2.401)	-0.652*** (-3.255)	-0.803*** (-4.510)
Δi_{t-1}	1.164*** (5.034)	1.364*** (5.675)	1.534*** (6.221)	1.217*** (5.268)	1.409*** (6.069)	0.930*** (3.857)	1.522*** (6.194)	1.359*** (6.078)
Δi_{t-2}	-0.248 (-1.059)	-0.552** (-2.066)	-0.829*** (-3.124)	-0.322 (-1.405)	-0.274 (-1.158)	-0.124 (-0.521)	-0.094 (-0.388)	-0.422** (-2.046)
Δi_{t-3}	0.029 (0.129)	0.175 (0.666)	0.415* (1.703)	0.122 (0.550)	-0.015 (-0.066)	-0.029 (-0.135)	-0.066 (-0.250)	0.164 (0.836)
Δi_{t-4}	0.483** (2.195)	0.516** (2.129)	-0.121 (-0.476)	0.465** (2.137)	0.609*** (2.813)	0.292 (1.377)	0.396 (1.460)	0.172 (0.833)
Δi_{t-5}	-0.120 (-0.577)	-0.239 (-1.028)	0.292 (1.246)	-0.099 (-0.479)	-0.213 (-1.062)	-0.143 (-0.708)	0.072 (0.280)	-0.078 (-0.400)
Δi_{t-6}	0.525*** (3.114)	0.457*** (2.641)	0.275 (1.620)	0.535*** (3.192)	0.526*** (3.247)	0.487*** (3.016)	0.309 (1.641)	0.493*** (3.138)
$\Delta \pi$	-1.131*** (-9.385)	-1.129*** (-9.351)	-1.063*** (-8.757)	-1.128*** (-9.440)	-1.167*** (-10.110)	-1.100*** (-9.302)	-0.967*** (-8.202)	-1.037*** (-8.994)
$\Delta \pi_{t-1}$	1.719*** (4.019)	1.961*** (4.928)	1.334*** (3.390)	1.588*** (3.954)	1.715*** (4.185)	1.906*** (4.831)	1.733*** (4.508)	1.603*** (4.407)
$\Delta \pi_{t-2}$	1.765*** (4.790)	2.049*** (6.065)	1.423*** (4.237)	1.664*** (4.769)	1.916*** (5.393)	1.788*** (5.287)	1.906*** (5.704)	1.609*** (5.120)
$\Delta \pi_{t-3}$	1.160*** (3.777)	1.329*** (4.409)	0.690** (2.270)	1.074*** (3.684)	1.291*** (4.327)	1.132*** (3.910)	1.264*** (4.485)	0.944*** (3.492)
$\Delta \pi_{t-4}$	1.022*** (4.250)	1.213*** (5.007)	0.889*** (3.786)	0.984*** (4.232)	1.135*** (4.886)	0.996*** (4.337)	1.123*** (4.909)	0.921*** (4.271)
$\Delta \pi_{t-5}$	0.543*** (2.704)	0.662*** (3.285)	0.264 (1.241)	0.518*** (2.647)	0.607*** (3.126)	0.474** (2.409)	0.734*** (3.754)	0.386** (2.079)
$\Delta \pi_{t-6}$	0.657*** (4.596)	0.824*** (5.515)	0.667*** (4.533)	0.656*** (4.642)	0.727*** (5.225)	0.659*** (4.867)	0.816*** (5.348)	0.589*** (4.573)
$\Delta \pi_{t-7}$	0.440*** (3.861)	0.500*** (4.408)	0.336*** (2.958)	0.423*** (3.767)	0.520*** (4.611)	0.373*** (3.314)	0.507*** (4.499)	0.373*** (3.451)
ΔLex	0.416*** (14.101)	0.418*** (14.475)	0.390*** (14.495)	0.418*** (14.267)	0.424*** (15.027)	0.410*** (14.880)	0.374*** (13.102)	0.397*** (14.832)
ΔLex_{t-1}	-0.128***	-0.128***	-0.093***	-0.127***	-0.111**	-0.111***	-0.116***	-0.086**

	(-2.871)	(-2.868)	(-2.691)	(-2.861)	(-2.580)	(-3.153)	(-2.662)	(-2.478)
ΔLex_{t-2}	-0.132 ^{***} (-2.930)	-0.123 ^{***} (-2.674)	-0.111 ^{***} (-2.954)	-0.130 ^{***} (-2.905)	-0.145 ^{***} (-3.363)	-0.065 [*] (-1.946)	-0.194 ^{***} (-4.430)	-0.082 ^{**} (-2.488)
ΔLex_{t-3}	-	0.063 (1.608)	0.084 ^{**} (2.147)	-	-	-	-	-
ΔLex_{t-4}	-	-0.044 (-1.213)	-0.067 [*] (-1.849)	-	-	-	-	-
ΔLex_{t-5}	-	-0.007 (-0.208)	0.021 (0.587)	-	-	-	-	-
ΔLex_{t-6}	-	-0.066 ^{**} (-2.083)	-0.073 ^{**} (-2.211)	-	-	-	-	-
Δfi	0.454 ^{***} (3.009)	0.419 ^{***} (2.724)	0.574 ^{***} (3.775)	0.445 ^{***} (2.964)	0.445 ^{***} (3.087)	0.534 ^{***} (3.577)	0.407 ^{***} (2.865)	0.629 ^{***} (4.319)
$\Delta \sigma$	-	-0.573 (-1.361)	-0.444 ^{***} (-3.453)	-	-32.960 ^{***} (-3.312)	-0.715 (-1.091)	-0.012 [*] (-1.675)	-0.002 ^{***} (-3.327)
$\Delta \sigma_{t-1}$	-	-1.678 ^{***} (-3.212)	0.333 ^{**} (2.218)	-	-27.787 ^{***} (-2.780)	-	-0.004 (-0.513)	-
$\Delta \sigma_{t-2}$	-	-0.743 (-1.427)	0.237 (1.587)	-	-	-	-0.003 (-0.423)	-
$\Delta \sigma_{t-3}$	-	-0.878 ^{**} (-2.204)	0.301 ^{**} (2.030)	-	-	-	0.023 ^{***} (2.666)	-
$\Delta \sigma_{t-4}$	-	-	-0.005 (-0.030)	-	-	-	0.000 (0.034)	-
$\Delta \sigma_{t-5}$	-	-	0.202 (1.491)	-	-	-	0.005 (0.678)	-
$\Delta \sigma_{t-6}$	-	-	-	-	-	-	0.009 (1.318)	-
$\Delta \sigma_{t-7}$	-	-	-	-	-	-	0.015 ^{**} (2.460)	-
ECT	-0.311 ^{***} (-7.022)	-0.292 ^{***} (-7.893)	-0.217 ^{***} (-6.366)	-0.304 ^{***} (-7.189)	-0.312 ^{***} (-7.265)	-0.282 ^{***} (-7.477)	-0.303 ^{***} (-7.451)	-0.259 ^{***} (-7.304)

Not: Katsayılar üzerindeki ^{***}, ^{**} ve ^{*} sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

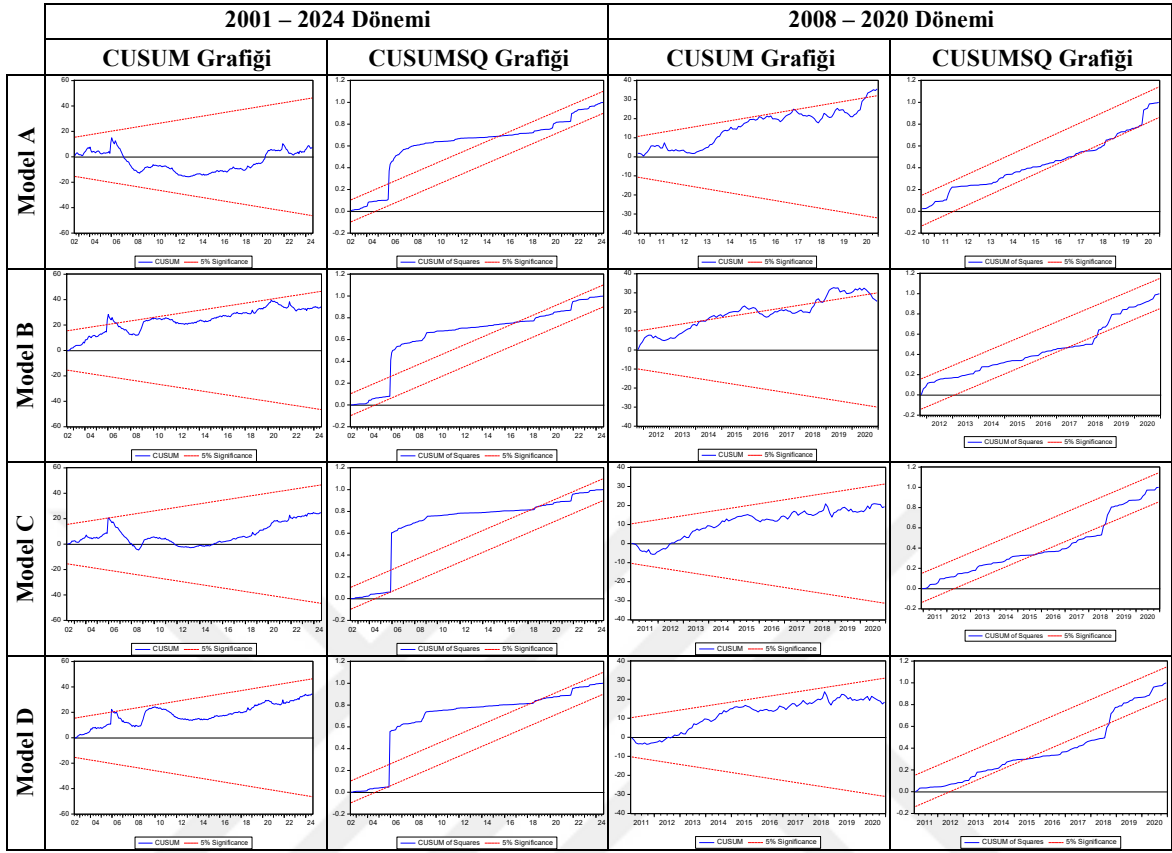
EK 27: Model-D NARDL Yöntemi Hata Düzeltme Modeli Test Sonuçları (2008 – 2020)

<i>Para Talebi Modeli LRM2 = f(LY, i, π, Lex, fi, σ^+, σ^-)</i>								
<i>Model D</i>		<i>Model D.1</i>	<i>Model D.2</i>	<i>Model D.3</i>	<i>Model D.4</i>	<i>Model D.5</i>	<i>Model D.6</i>	<i>Model D.7</i>
		$\sigma = \sigma_{M1}$	$\sigma = \sigma_Y$	$\sigma = \sigma_i$	$\sigma = \sigma_P$	$\sigma = \sigma_{ex}$	$\sigma = \sigma_{TL}$	$\sigma = \sigma_{ME}$
$\Delta LRM2_{t-1}$	-0.035 (-0.447)	-0.144 (-1.486)	-	-0.043 (-0.459)	-0.201** (-2.110)	-	-0.191** (-2.430)	-
$\Delta LRM2_{t-2}$	0.197** (2.598)	0.180* (1.860)	-	0.204** (2.327)	0.154 (1.609)	-	0.109 (1.355)	-
$\Delta LRM2_{t-3}$	0.085 (1.285)	0.259*** (3.025)	-	0.102 (1.373)	-	-	0.188** (2.372)	-
$\Delta LRM2_{t-4}$	0.096* (1.687)	0.095 (1.303)	-	0.117* (1.787)	-	-	0.202*** (2.609)	-
$\Delta LRM2_{t-5}$	-	0.046 (0.650)	-	-	-	-	0.009 (0.104)	-
$\Delta LRM2_{t-6}$	-	-0.132* (-1.714)	-	-	-	-	0.185** (2.467)	-
$\Delta LRM2_{t-7}$	-	-0.105 (-1.421)	-	-	-	-	-	-
ΔLY	-0.022 (-1.497)	-0.017 (-0.972)	-0.022 (-1.390)	-0.021 (-1.264)	-0.035** (-2.149)	-0.008 (-0.481)	0.000 (-0.002)	-0.033** (-2.157)
ΔLY_{t-1}	-0.073*** (-3.371)	-0.021 (-0.684)	-0.068* (-1.916)	-0.070*** (-2.754)	-0.082*** (-3.106)	-0.057** (-2.179)	-0.130*** (-3.893)	-0.045* (-1.838)
ΔLY_{t-2}	-0.094*** (-4.175)	-0.036 (-1.116)	-0.071* (-1.819)	-0.096*** (-3.711)	-0.112*** (-4.290)	-0.090*** (-3.357)	-0.155*** (-4.580)	-0.039 (-1.330)
ΔLY_{t-3}	-0.081*** (-3.799)	-0.040 (-1.265)	-0.046 (-1.281)	-0.084*** (-3.397)	-0.112*** (-4.433)	-0.072*** (-2.790)	-0.187*** (-5.925)	-0.031 (-1.037)
ΔLY_{t-4}	-0.014 (-0.704)	0.008 (0.259)	0.011 (0.295)	-0.020 (-0.833)	-0.026 (-1.071)	-0.012 (-0.461)	-0.101*** (-3.338)	0.019 (0.629)
ΔLY_{t-5}	-0.008 (-0.404)	-0.002 (-0.073)	-0.005 (-0.129)	-0.023 (-1.008)	-0.015 (-0.673)	-0.001 (-0.048)	-0.077*** (-2.765)	-0.001 (-0.045)
ΔLY_{t-6}	-0.043*** (-2.853)	-0.049** (-2.414)	-0.045* (-1.946)	-0.053*** (-3.098)	-0.044** (-2.538)	-0.020 (-0.844)	-0.039* (-1.832)	-0.042** (-2.403)
ΔLY_{t-7}	-	-	-	-	-	0.029* (1.696)	-	-
Δi	-0.556*** (-3.211)	-0.257 (-0.996)	-0.879*** (-4.355)	-0.563*** (-2.769)	-0.387* (-1.749)	-0.446** (-2.007)	-1.077*** (-3.929)	-0.720*** (-3.898)
Δi_{t-1}	1.164*** (5.034)	1.490*** (5.170)	1.373*** (5.358)	1.241*** (4.988)	1.346*** (5.142)	0.915*** (3.581)	1.426*** (3.716)	1.439*** (5.669)
Δi_{t-2}	-0.248 (-1.059)	-0.252 (-0.832)	-0.719*** (-2.740)	-0.318 (-1.277)	-0.300 (-1.058)	-0.098 (-0.385)	0.362 (0.939)	-0.746*** (-2.793)
Δi_{t-3}	0.029 (0.129)	0.051 (0.171)	0.198 (0.906)	0.153 (0.626)	-0.239 (-0.837)	-0.042 (-0.175)	-0.346 (-0.913)	0.468* (1.917)
Δi_{t-4}	0.483** (2.195)	0.256 (0.865)	0.000 (0.001)	0.471** (2.033)	0.720** (2.569)	0.312 (1.403)	-0.240 (-0.657)	-0.106 (-0.421)
Δi_{t-5}	-0.120 (-0.577)	-0.191 (-0.655)	0.029 (0.132)	-0.087 (-0.405)	-0.277 (-1.052)	-0.155 (-0.737)	0.348 (1.082)	0.313 (1.337)
Δi_{t-6}	0.525*** (3.114)	0.598** (2.265)	0.327* (1.833)	0.535*** (3.000)	0.567*** (2.866)	0.489*** (2.822)	0.387 (1.594)	0.322* (1.936)
Δi_{t-7}	-	-0.284 (-1.353)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \pi$	-1.131*** (-9.385)	-1.145*** (-8.243)	-1.024*** (-7.727)	-1.118*** (-8.024)	-1.281*** (-8.671)	-1.110*** (-8.164)	-0.854*** (-4.665)	-1.113*** (-9.276)
$\Delta \pi_{t-1}$	1.719*** (4.019)	1.816*** (3.244)	1.298*** (2.770)	1.675*** (3.207)	1.430*** (2.698)	1.919*** (3.887)	3.689*** (7.334)	1.398*** (3.734)
$\Delta \pi_{t-2}$	1.765*** (4.790)	1.907*** (3.955)	1.387 (3.503)	1.736*** (3.877)	1.607*** (3.475)	1.805*** (4.291)	3.217*** (7.130)	1.468*** (4.606)
$\Delta \pi_{t-3}$	1.160*** (3.777)	1.213*** (2.931)	0.702** (2.006)	1.139*** (2.983)	0.962** (2.450)	1.158*** (3.136)	2.677*** (6.980)	0.802*** (2.832)
$\Delta \pi_{t-4}$	1.022*** (4.250)	1.124*** (3.447)	0.808*** (2.995)	1.047*** (3.515)	1.019*** (3.283)	1.009*** (3.546)	2.235*** (6.857)	0.915*** (4.021)
$\Delta \pi_{t-5}$	0.543*** (2.704)	0.779*** (2.775)	0.271 (1.199)	0.565** (2.302)	0.588** (2.235)	0.487** (2.027)	1.546*** (5.346)	0.358* (1.782)
$\Delta \pi_{t-6}$	0.657*** (4.596)	0.966*** (4.802)	0.586*** (3.742)	0.689*** (3.965)	0.603*** (3.148)	0.667*** (4.013)	1.632*** (7.866)	0.668*** (4.592)
$\Delta \pi_{t-7}$	0.440*** (3.861)	0.500*** (3.244)	0.329*** (2.659)	0.435*** (3.273)	0.407*** (2.863)	0.374*** (2.807)	0.620*** (3.885)	0.386*** (3.527)
ΔLex	0.416*** (14.101)	0.414*** (12.489)	0.386*** (12.654)	0.419*** (13.088)	0.435*** (13.698)	0.413*** (13.080)	0.435*** (11.247)	0.388*** (14.450)

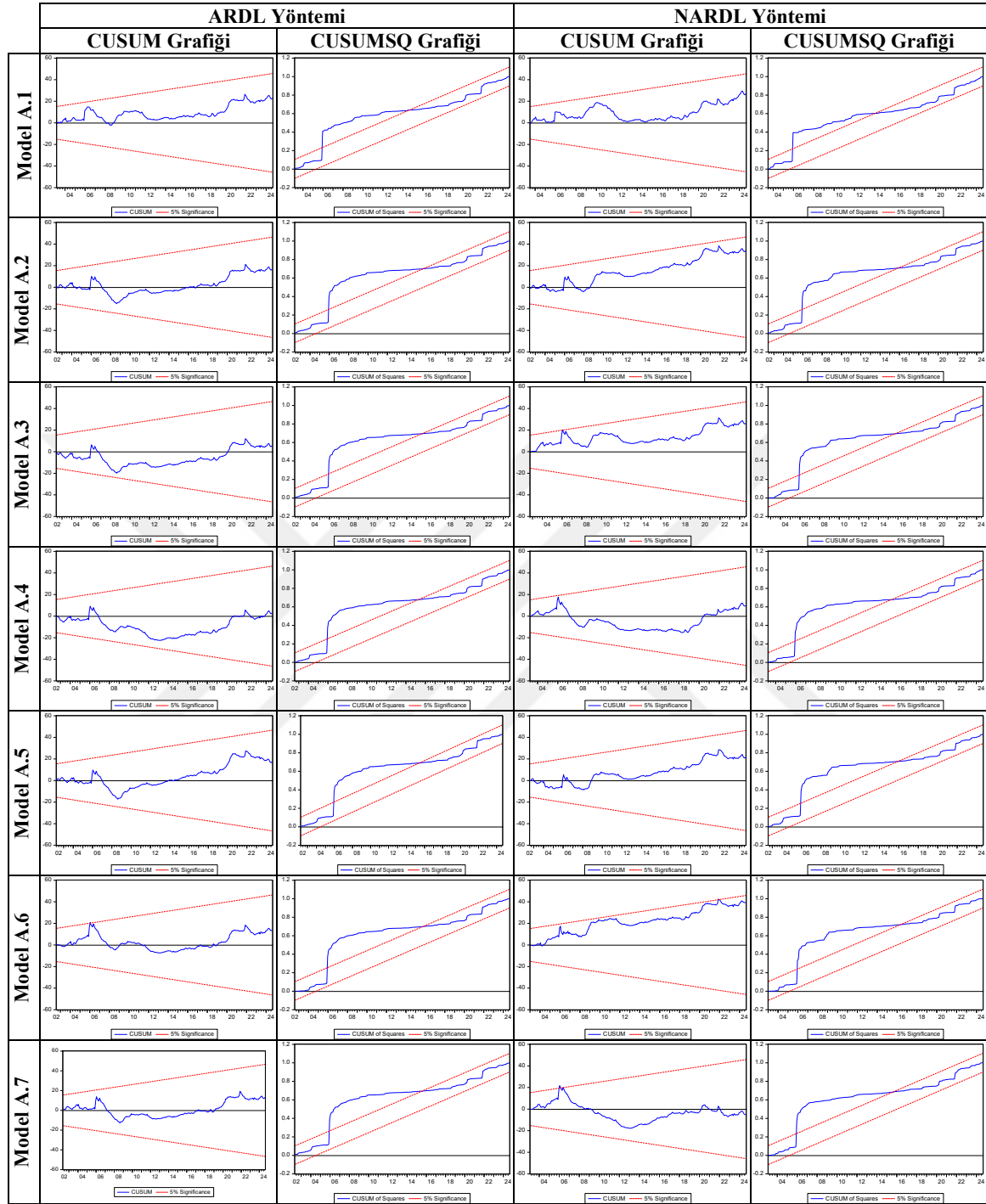
ΔLex_{t-1}	-0.128*** (-2.871)	-0.147*** (-2.870)	-0.062 (-1.645)	-0.128*** (-2.657)	-0.091* (-1.822)	-0.114*** (-2.884)	-0.131** (-2.459)	-0.083* (-2.381)
ΔLex_{t-2}	-0.132*** (-2.930)	-0.173*** (-3.467)	-0.075* (-1.935)	-0.125*** (-2.523)	-0.139*** (-2.826)	-0.058 (-1.542)	-0.199*** (-3.631)	-0.131*** (-3.416)
ΔLex_{t-3}	-	-	0.064* (1.765)	-	0.046 (1.036)	-	-0.081 (-1.469)	0.056 (1.465)
ΔLex_{t-4}	-	-	-	-	-0.030 (-0.713)	-	-0.076 (-1.434)	-0.053 (-1.465)
ΔLex_{t-5}	-	-	-	-	-0.036 (-0.911)	-	0.000 (0.009)	0.020 (0.559)
ΔLex_{t-6}	-	-	-	-	-0.062* (-1.727)	-	-0.152*** (-3.654)	-0.078** (-2.352)
Δfi	0.454*** (3.009)	0.587*** (3.163)	0.584*** (3.500)	0.437*** (2.597)	0.684*** (3.671)	0.530*** (3.174)	2.891*** (12.680)	0.648*** (4.163)
Δfi_{t-1}	-	0.334* (1.667)	-	-	0.339 (1.570)	-	0.024 (0.079)	-
Δfi_{t-2}	-	0.207 (1.114)	-	-	0.322 (1.524)	-	-0.482 (-1.659)	-
Δfi_{t-3}	-	-0.295 (-1.598)	-	-	0.016 (0.080)	-	-1.594*** (-5.243)	-
Δfi_{t-4}	-	-	-	-	0.440* (1.953)	-	-1.214*** (-3.748)	-
Δfi_{t-5}	-	-	-	-	0.568** (2.290)	-	0.330 (1.036)	-
Δfi_{t-6}	-	-	-	-	0.212 (0.898)	-	-0.418 (-1.402)	-
Δfi_{t-7}	-	-	-	-	0.458** (2.135)	-	0.434* (1.937)	-
$\Delta \sigma^+$	-	-1.634*** (-2.794)	-0.626*** (-2.926)	-	-55.615*** (-3.617)	-	0.017 (1.516)	-0.003*** (-2.816)
$\Delta \sigma_{t-1}^+$	-	-1.979 (-0.390)	-0.299 (-0.795)	-	-130.298** (-2.359)	-	0.089*** (5.068)	-0.069 (-1.341)
$\Delta \sigma_{t-2}^+$	-	3.553 (0.779)	-0.339 (-1.259)	-	-120.331*** (-2.674)	-	0.053** (2.526)	-0.059 (-1.117)
$\Delta \sigma_{t-3}^+$	-	5.496 (1.456)	-0.310 (-1.305)	-	-108.762*** (-2.473)	-	0.058*** (2.845)	0.025 (0.462)
$\Delta \sigma_{t-4}^+$	-	7.135** (2.348)	-0.424* (-1.841)	-	-	-	-	-0.164*** (-3.162)
$\Delta \sigma_{t-5}^+$	-	6.157*** (2.901)	-0.224 (-1.202)	-	-	-	-	0.001 (0.436)
$\Delta \sigma_{t-6}^+$	-	6.011*** (3.345)	-0.393*** (-2.616)	-	-	-	-	-0.008*** (-3.401)
$\Delta \sigma^-$	-	7.945*** (3.302)	-	-	77.501 (1.046)	-2.658* (-1.874)	-0.108*** (-3.616)	-0.082 (-1.535)
$\Delta \sigma_{t-1}^-$	-	5.523 (1.231)	-	-	-115.176** (-2.071)	-	-0.009 (-0.325)	-0.062 (-1.112)
$\Delta \sigma_{t-2}^-$	-	8.463** (2.290)	-	-	-54.666 (-0.967)	-	-0.058*** (-2.627)	0.029 (0.511)
$\Delta \sigma_{t-3}^-$	-	7.821*** (2.666)	-	-	97.846*** (2.752)	-	0.027 (1.128)	-0.166*** (-3.111)
$\Delta \sigma_{t-4}^-$	-	7.127*** (3.357)	-	-	76.500*** (2.821)	-	-0.001 (-0.034)	-
$\Delta \sigma_{t-5}^-$	-	5.256*** (2.755)	-	-	-	-	-0.042* (-1.918)	-
$\Delta \sigma_{t-6}^-$	-	-1.644** (-2.091)	-	-	-	-	0.058*** (3.516)	-
ECT	-0.311*** (-7.022)	-0.245*** (-8.483)	-0.114*** (-7.197)	-0.321*** (-7.304)	-0.255*** (-8.640)	-0.284*** (-7.441)	-0.452*** (-8.644)	-0.220*** (-6.709)

Not: Katsayılar üzerindeki ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve () içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

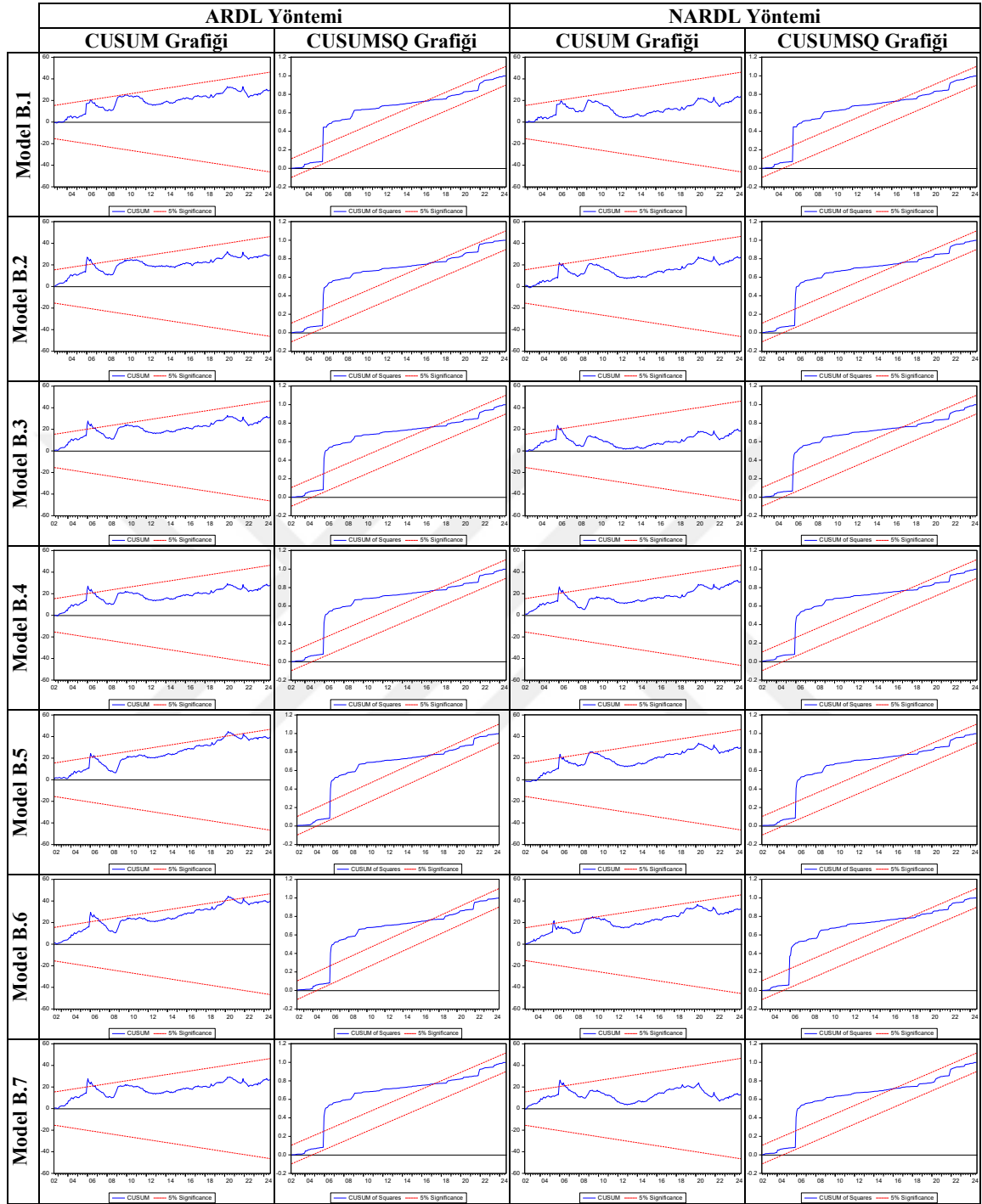
EK 28: Ana Modellerin CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri



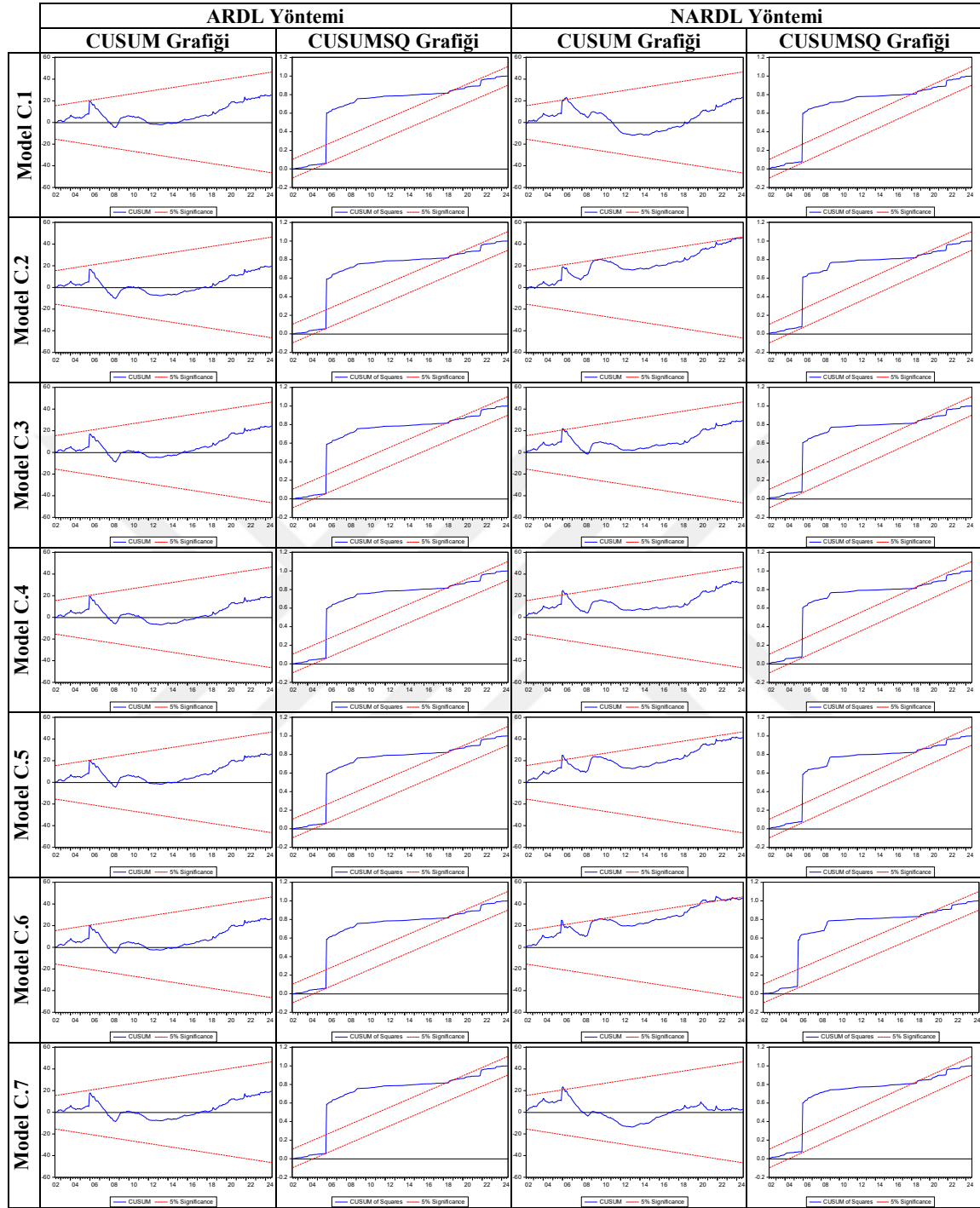
EK 29: Model A CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2001 – 2024)



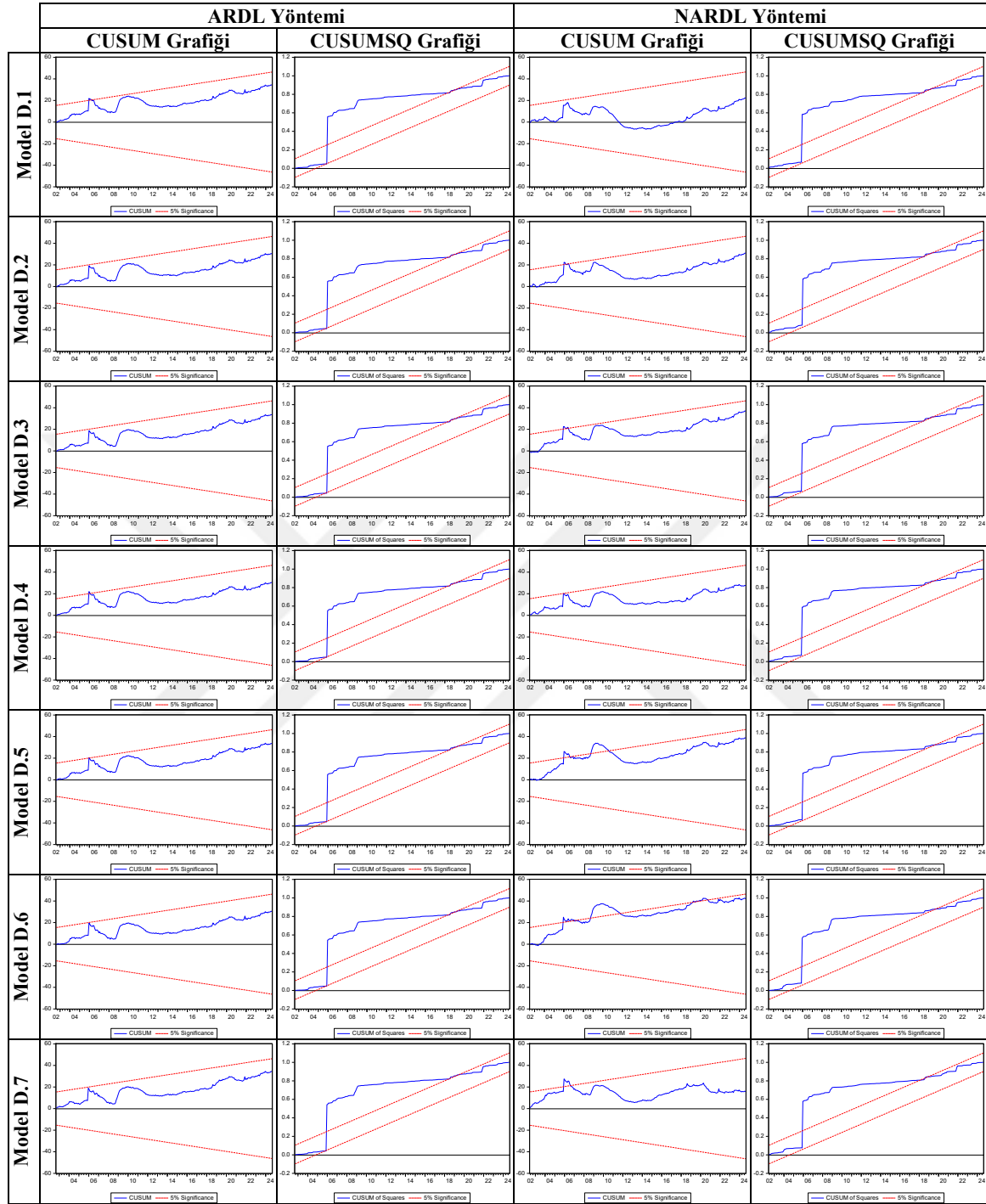
EK 30: Model B CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2001 – 2024)



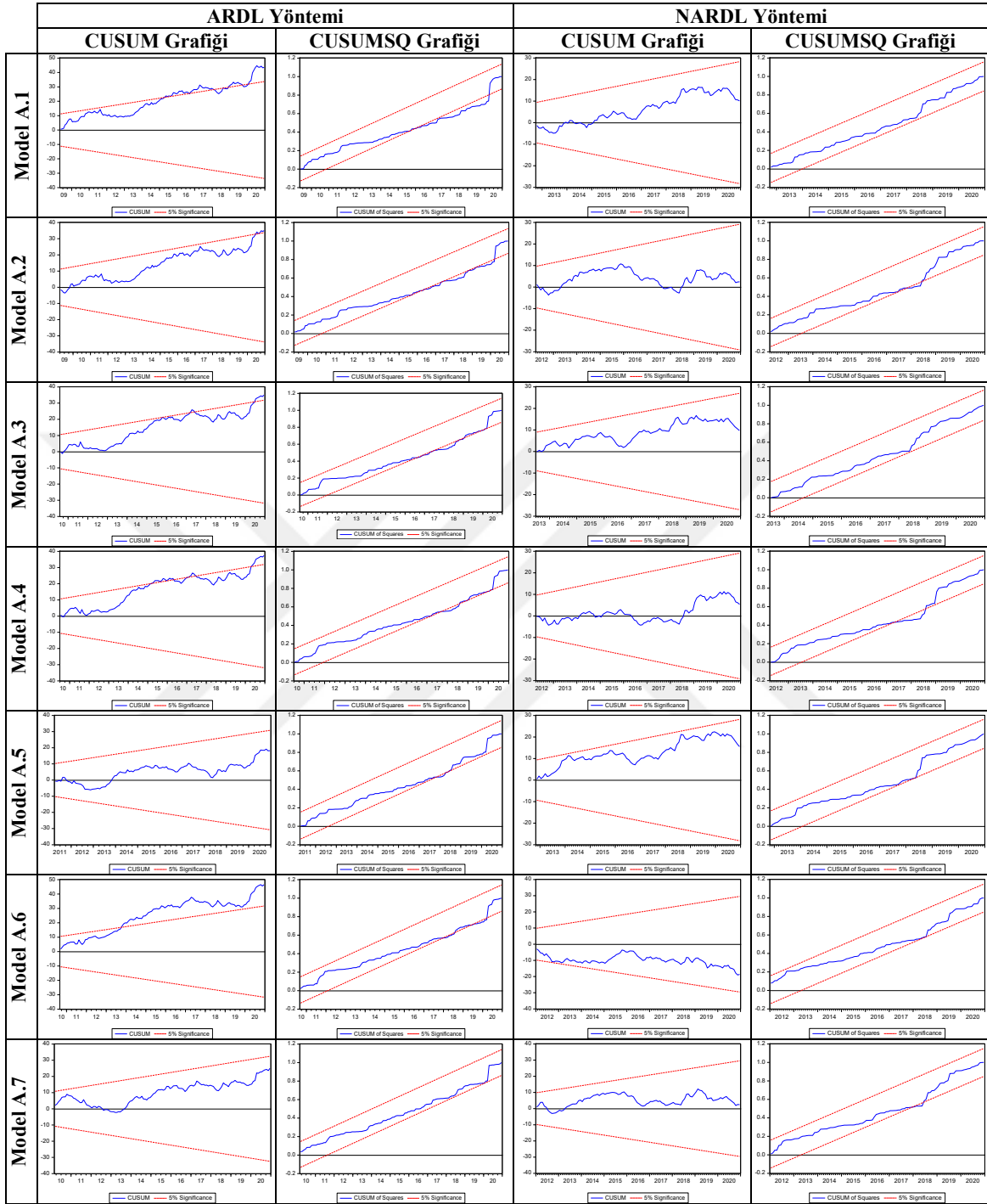
EK 31: Model C CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2001 – 2024)



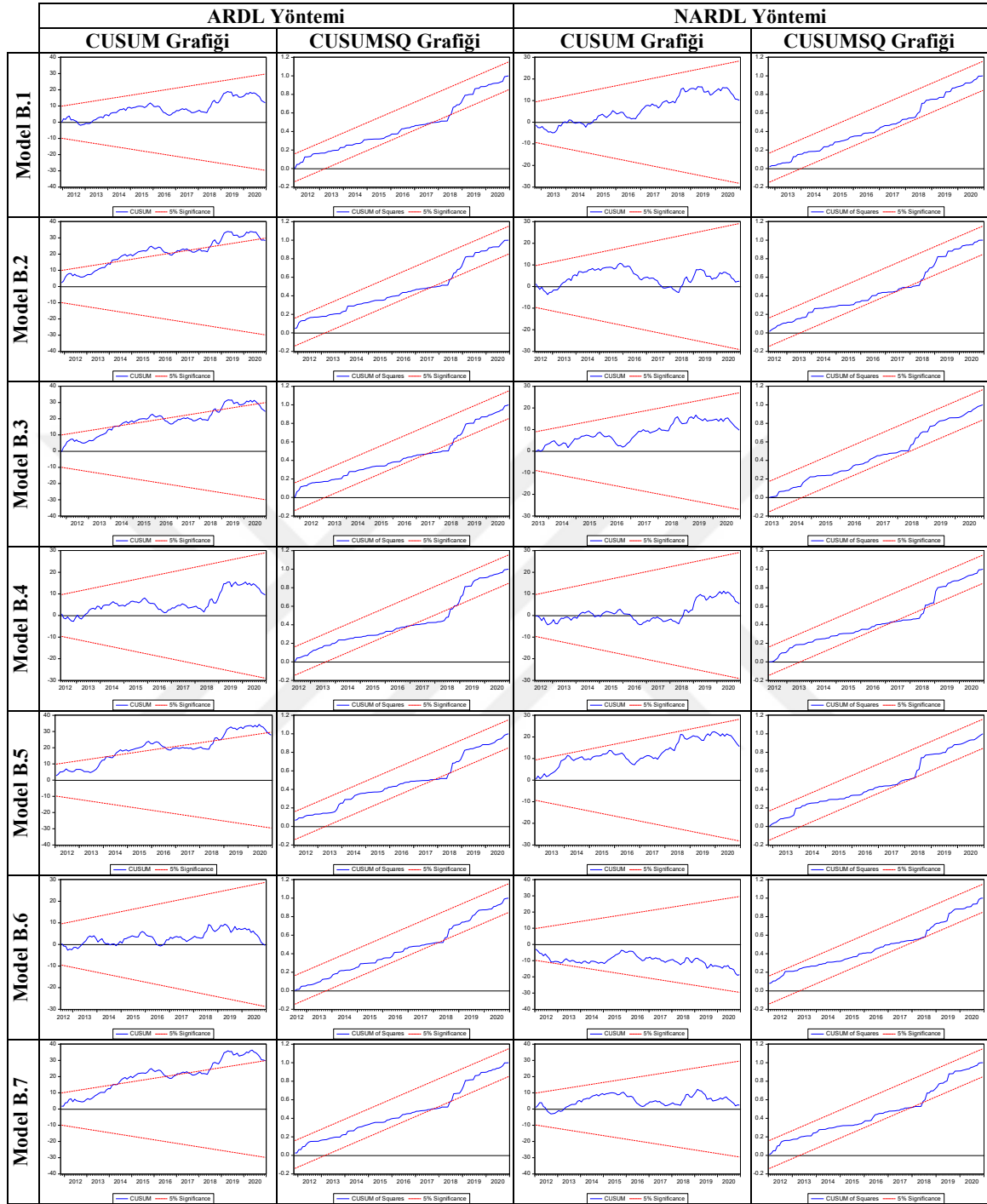
EK 32: Model D CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2001 – 2024)



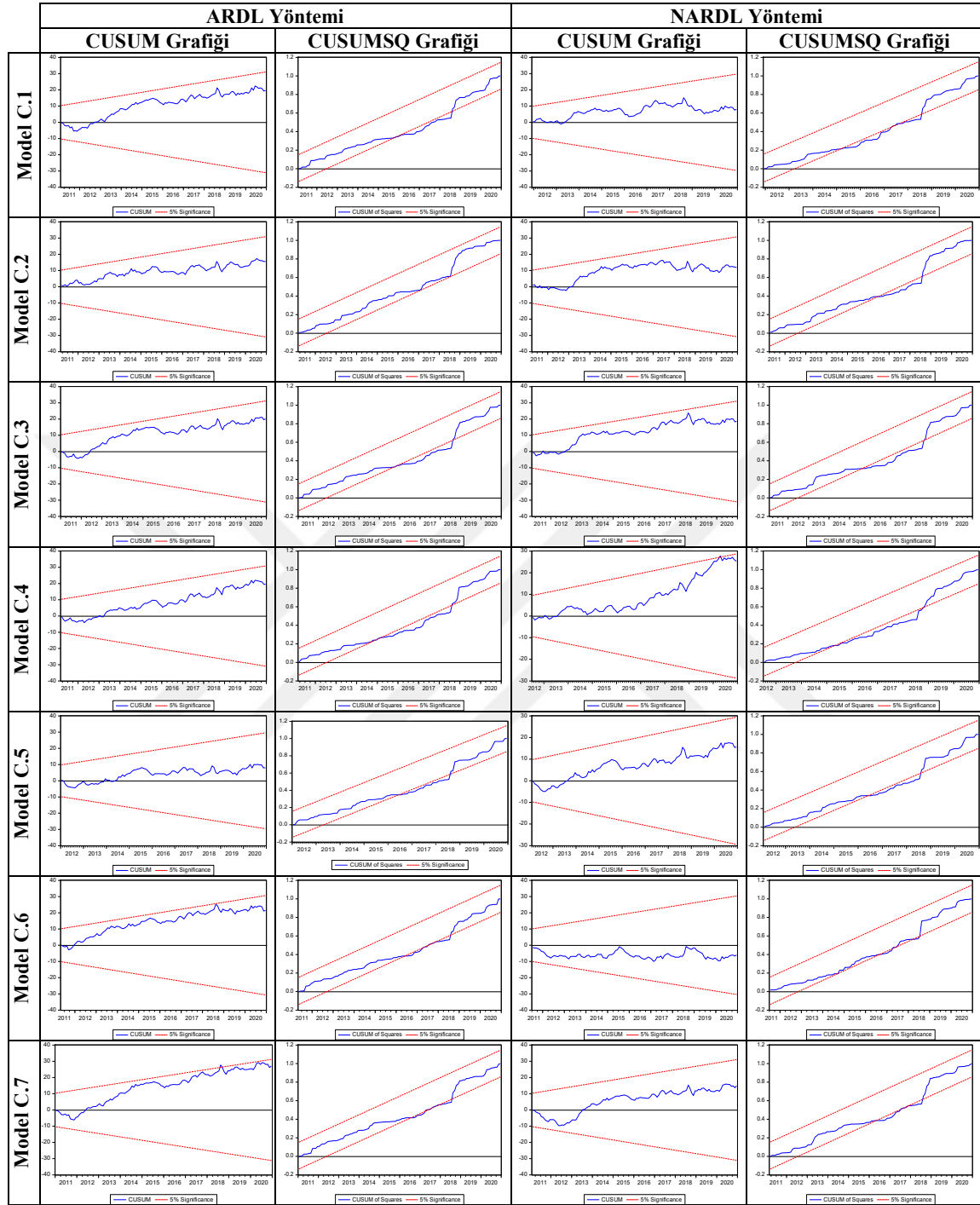
EK 33: Model A CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2008 – 2020)



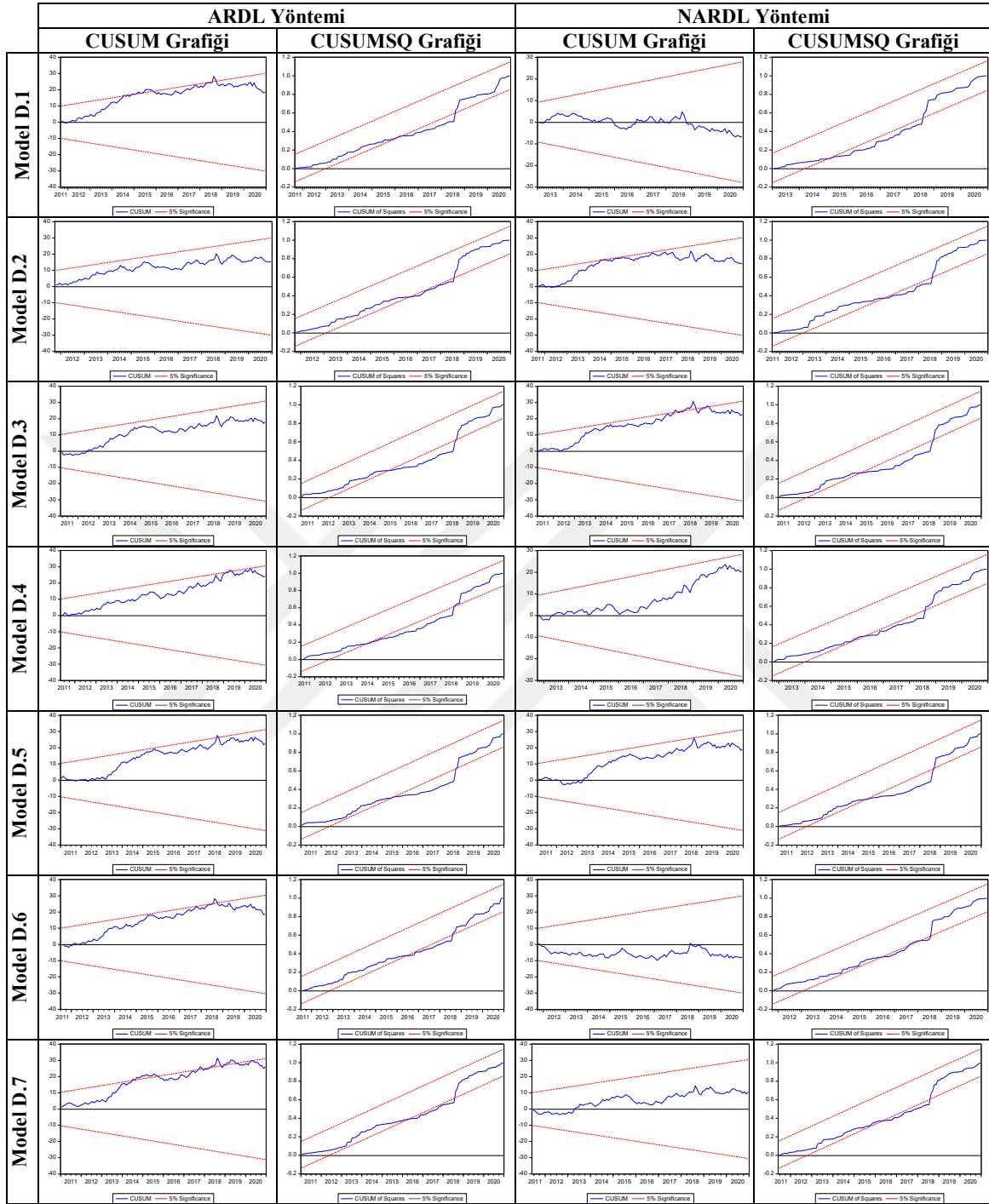
EK 34: Model B CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2008 – 2020)



EK 35: Model C CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2008 – 2020)



EK 36: Model D CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri (2008 – 2020)



ÖZGEÇMİŞ

İlköğrenimini İstanbul'da Adnan Ötüken İlköğretim Okulu'nda, lise öğrenimini ise Açıköğretim Lisesi'nde tamamladı. 2009 yılında Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü'nden mezun oldu. 2013 yılında Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Ekonomik Kalkınma ve Büyüme Bilim Dalında yüksek lisans öğrenimini bitirdi. 2018 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı'nda doktora eğitime başladı. 2017 yılından itibaren Trabzon Üniversitesi Beşikdüzü Meslek Yüksekokulu Büro Hizmetleri ve Sekreterlik Bölümü'nde öğretim görevlisi olarak görev yapmaktadır.

CORUT, İngilizce bilmektedir.