

PARADOKS EKONOMİ, SOSYOLOJİ VE POLİTİKA DERGİSİ

PARADOKS ECONOMICS, SOCIOLOGY AND POLICY JOURNAL

ISSN: 1305-7979

Yıl: 2021, Cilt/Vol: 17, Sayı/Issue: 2, Page: 117-150





Editörler / Editors in Chief

Baş Editör

Prof. Dr. Sema AY

Alan Editörü

Prof. Dr. Elif KARAKURT TOSUN

Teknik Editör

Doç. Dr. Hilal YILDIRIR KESER

TARANDIĞIMIZ INDEXLER



Dergide yayınlanan yazılardaki görüşler ve bu konudaki sorumluluk yazarlarına aittir.

Yayınlanan eserlerde yer alan tüm içerik kaynak gösterilmeden kullanılamaz.

All the opinions written in articles are under responsibilities of the authors. None of the contents published cannot be used without being cited.

Yayın ve Danışma Kurulu / Publishing and Advisory Committee

- Prof.Dr.Sema AY (Uludağ Üniversitesi)
Prof. Dr. Veysel BOZKURT (İstanbul Üniversitesi)
Prof. Dr. Marijan CINGULA (University of Zagreb)
Prof. Dr. Recai ÇINAR (Gazi Üniversitesi)
Prof.Dr.Elif KARAKURT TOSUN
Prof. Dr. Aşkın KESER (Uludağ Üniversitesi)
Prof. Dr. Emine KOBAN (Gaziantep Üniversitesi)
Prof.Dr.Ferhat ÖZBEK (Gümüşhane Üniversitesi)
Prof. Dr. Senay YÜRÜR (Yalova Üniversitesi)
Assoc. Prof. Dr. Mariah EHMKE (University of Wyoming)
Doç.Dr. Zerrin FIRAT (Uludağ Üniversitesi)
Assoc. Prof. Dr. Ausra REPECKIENE (Kaunas University)
Assoc. Prof. Dr. Cecilia RABONTU (University "Constantin Brancusi" of TgJiu)
Doç.Dr. Hilal YILDIRIR KESER (Bursa Teknik Üniversitesi)
Dr. Murat GENÇ (Otago University)

Hakem Kurulu / Referee Committee

- Prof. Dr. Hamza ATEŞ (Kocaeli Üniversitesi)
Prof. Dr. Veysel BOZKURT (İstanbul Üniversitesi)
Prof. Dr. Marijan CINGULA (University of Zagreb)
Prof. Dr. Recai ÇINAR (Gazi Üniversitesi)
Prof. Dr. Kemal DEĞER (Karadeniz Teknik Üniversitesi)
Prof. Dr. Mehmet Sami DENKER (Dumlupınar Üniversitesi)
Prof. Dr. Bülent GÜNŞOY (Anadolu Üniversitesi)
Prof. Dr. Ömer İŞCAN (Atatürk Üniversitesi)
Prof. Dr. Vedat KAYA (Atatürk Üniversitesi)
Prof. Dr. Sait KAYGUSUZ (Uludağ Üniversitesi)
Prof. Dr. Aşkın KESER (Uludağ Üniversitesi)
Prof. Dr. Emine KOBAN (Gaziantep Üniversitesi)
Prof.Dr.Ahmet MUTLU (Samsun Ondokuz Mayıs Üniversitesi)
Prof.Dr.Nilüfer NEGİZ (Süleyman Demirel Üniversitesi)
Prof. Dr. Serap PALAZ (Balıkesir Üniversitesi)
Prof. Dr. Ali Yaşar SARIBAY (Uludağ Üniversitesi)
Prof. Dr. Abdülkadir ŞENKAL (Kocaeli Üniversitesi)
Prof. Dr. Veli URHAN (Gazi Üniversitesi)
Prof. Dr. Sevtap ÜNAL (Atatürk Üniversitesi)
Prof. Dr. Sevda YAPRAKLI (Atatürk Üniversitesi)
Prof. Dr. Uğur YOZGAT (Marmara Üniversitesi)
Prof. Dr. Senay YÜRÜR (Yalova Üniversitesi)
Doç.Dr.Rasim AKPINAR (Manisa Celal Bayar Üniversitesi)
Doç. Dr. Gül ATANUR (Bursa Teknik Üniversitesi)
Doç. Dr. Tülin ASLAN (Uludağ Üniversitesi)
Doç. Dr. Arzu ÇAHANTİMUR (Uludağ Üniversitesi)
Doç. Dr. Ceyda ÖZSOY (Anadolu Üniversitesi)
Doç. Dr. Doğan BIÇKI (Muğla Üniversitesi)
Doç. Dr. Elif ÇOLAKOĞLU (Atatürk Üniversitesi)
Doç. Dr. Mithat Arman KARASU (Harran Üniversitesi)
Doç. Dr.Mustafa KOCALOĞLU (Konya Necmettin Erbakan Üniversitesi)
Doç. Dr. Ahmet MUTLU (Ondokuz Mayıs Üniversitesi)
Doç. Dr. Nilüfer NEGİZ (Süleyman Demirel Üniversitesi)
Doç. Dr. Veli Özer ÖZBEK (Dokuz Eylül Üniversitesi)
Doç. Dr. Ferhat ÖZBEK (Gümüşhane Üniversitesi)
Assoc. Prof. Dr. Cecilia RABONTU (University "Constantin Brancusi" of TgJiu)
Assoc. Prof. Dr. Ausra REPECKIENE (Kaunas University)
Doç. Dr. Gözde YILMAZ (Marmara Üniversitesi)
Doç. Dr. Aybeniz AKDENİZ AR (Balıkesir Üniversitesi)
Dr. Öğr. Üyesi Cantürk CANER (Dumlupınar Üniversitesi)
Dr. Öğr.Üyesi Işın KIRIŞKAN (Giresun Üniversitesi)
Dr. Öğr.Üyesi Burcu ÖNGEN BİLİR (Bursa Teknik Üniversitesi)
Dr. Öğr. Üyesi Ersoy SOYDAN (Kastamonu Üniversitesi)
Dr. Öğr. Üyesi Oğuzhan ÖZALTIN (Isparta Uygulamalı Bilimler Üniversitesi)
Dr. Murat GENÇ (Otago University)
Dr. Enes Battal KESKİN (Uludağ Üniversitesi)

Paradoks Ekonomi Sosyoloji ve Politika Dergisi

Yıl: 2021, Cilt/Vol: 17 Sayı/Issue: 2

HAKEM KURULU

Prof. Dr. Feruh Ayođlu	ZONGULDAK BÜLENT ECEVİT ÜNİVERSİTESİ
Doç.Dr. Mustafa Kocaođlu	NECMETTİN ERBAKAN ÜNİVERSİTESİ
Prof. Dr. Mustafa Kemal Deđer	KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Doç.Dr. Celal Kızıldere	YÜZÜNCÜ YIL ÜNİVERSİTESİ
Doç. Dr. Mürşit Işık	SÜLEYMAN DEMİREL ÜNİVERSİTESİ
Doç.Dr. Sefa Usta	KARAMANOĐLU MEHMETBEY ÜNİVERSİTESİ
Doç. Dr. Eren Rizvanoglu	VAN YÜZÜNCÜ YIL ÜNİVERSİTESİ
Doç.Dr. Bengül Güngörmez	AKOSMAN BURSA ULUDAĐ ÜNİVERSİTESİ
Prof. Dr. Serpil Aytaç	FENERBAHÇE ÜNİVERSİTESİ
Doç. Dr. Selver Yıldız Bađdođan	BURSA ULUDAĐ ÜNİVERSİTESİ

MERKEZ BANKASI REZERVLERİ İLE REEL EFEKTİF DÖVİZ KURLARI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN CENTRAL BANK RESERVES AND REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATES: THE TURKISH CASE

Doç. Dr. Önder BÜBERKÖKÜ

Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi

ORCID: 0000-0002-7140-557X

Dr. Öğr. Üyesi Ayhan CESUR

Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi

ORCID: 0000-0003-4305-3930

Arş. Gör. Kaan YİĞENOĞLU

Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi

ORCID: 0000-0002-1961-6601

ÖZET

Son dönemlerde Türkiye ekonomisinde merkez bankası rezervlerinin düzeyi ve Türk lirasında gözlemlenen sert fiyat hareketleri konusunda önemli tartışmalar yaşanmaktadır. Bu çalışmada Ocak 1994 ile Şubat 2021 dönemi dikkate alınarak merkez bankası rezervleri ile reel efektif döviz kurları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Uzun dönemli ilişki analizinde Johansen (1988,1991) koentegrasyon testi ile Gregory ve Hansen (1996) yapısal kırılmalı koentegrasyon testlerinden, nedensellik analizinde ise Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ile Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinden yararlanılmıştır. Uzun dönem parametrelerinin tahmininde ise DOLS, FMOLS ve CCR tahminicileri kullanılmıştır. Koentegrasyon testlerine dayalı analizler değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna işaret etmektedir. Uzun dönem parametreleri de pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Nedensellik testi sonuçları da orta ve uzun vadede merkez bankası rezervlerinden reel efektif döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu göstermektedir. Bu bulgular Türk lirasının reel değerinin korunmasında merkez bankası rezervlerinin önemli işlevlerinin bulunduğu anlamına gelmektedir.

Anahtar Kelimeler: Merkez bankası rezervleri, Reel efektif döviz kuru, Nedensellik, Uzun dönemli ilişki

ABSTRACT

The central bank reserves in the Turkish economy and sharp price movements observed in the Turkish lira are currently under discussion. In this study, the causal and long-term relationships between central bank reserves and real effective exchange rates are analysed for January 1994 to February 2021. In the long-term analysis, the Johansen (1988,1991) cointegration test and Gregory and Hansen (1996) structural break cointegration test are used, whereas in the causality analysis, the Toda and Yamamoto (1995) causality test and Breitung and Candelon (2006) frequency domain causality test are applied. DOLS, FMOLS and CCR estimators are used to estimate the long-term parameters. The cointegration test results indicate a long-term relationship between the variables and that the long-term parameters are also positive and statistically significant. The causality test results also show a unidirectional causal relationship from central bank reserves to real effective exchange rates in the medium and long term. These findings mean that central bank reserves play an important role in protecting and maintaining the real value of the Turkish lira.

Key Words: Central bank reserves, Real effective exchange rates, Causality analysis, Long-term relationship

GİRİŞ

Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomileri henüz sermaye birikimlerini tamamlayamamış ekonomilerdir. Bu nedenle bu tür ülke ekonomilerinin beklenen istikrarlı ekonomik büyüme oranlarına ulaşabilmelerinde yurt dışı fonların önemli bir etkisinin olduğu ifade edilebilir. Fakat, yurt dışı fonlara olan bu duyarlılık döviz kurlarındaki beklenmedik sert fiyat hareketlerinin önemli negatif iktisadi ve finansal sonuçlar doğurmasına yol açabilmektedir. Bu durum özellikle de yapısal cari açık sorunu yaşayan, dış borç yükümlülüğü fazla olan ve kur riski yönetiminin henüz beklenen seviyede olmadığı ülke ekonomileri için geçerli olmaktadır. Bu nedenle bu tür ülke ekonomilerinde yaşanan kur şokları özellikle de enflasyon hedeflemesine dayalı bir para politikası uygulayan merkez bankalarını faiz oranlarında yüksek düzeyli artışlar yapmaya zorlayabilmektedir. Bu durum da ilgili ülke ekonomilerinde kur şokuna ilaveten faiz şokunun da yaşanmasına yol açabilmektedir.

Bu tür süreçlerin yönetilebilmesinde merkez bankası rezervlerinin önemli bir rolünün olduğu ifade edilebilir. Çünkü rezervler özellikle de gelişen piyasa ekonomilerinin volatilitesi yüksek sermaye akımlarının yol açabileceği iktisadi ve finansal krizlerle baş edebilme kapasitesini belirleyen temel bileşenlerden biridir (Fisher, 2001). Merkez bankası rezervlerinin bu rolü özellikle de merkez bankasının görevinin yerel para biriminin değerini korumak ve fiyat istikrarını sağlamak olduğu ama sermaye açığı ve dolarizasyon sorunu bulunan ülke ekonomiler için daha da önemli bir konu haline gelmektedir (Dakhlallah, 2019:1; Ljubaj, 2020:1).

Fakat, merkez bankası rezervlerinin önemi bu unsurlarla sınırlı kalmamaktadır. Çünkü, rezervlerin düzeyi ekonomilerin yurt içi ve yurt dışı şoklar karşısındaki kırılganlığını azaltabilmekte, artan yatırımcı güvenine bağlı olarak yurt dışı kaynaklara erişimi kolaylaştırabilmekte, döviz kuru volatilitelerini azaltabilmekte, para politikasının operasyonel çerçevesinin etkinliğini artırabilmekte, özel sektör ile kamunun döviz talebini karşılayarak kur şoklarının şiddetini azaltabilmekte, merkez bankasının araç bağımsızlığını destekleyebilmekte, ani duruş (sudden stop) riskine ve küresel finansal sistemdeki dengesizliklere karşı önemli bir sigorta işlevi görebilmektedir (Ahmed ve Pentecost, 2009:3-4; Ljubaj, 2020:1-2; Magnus, 2007; Islam, 2009; Akpan, 2016:27; Allen ve Hong, 2011; Olayungbo ve Akinboba, 2011:153; Calvo ve Reinhart, 2000; Mulder vd., 2002; Hviding vd., 2004). Ayrıca döviz piyasalarında yüksek volatilitenin söz konusu olduğu veya döviz fiyatlarının iktisadi ve finansal temellerden kopuk olarak gerçekleştiği dönemlerde rezervler merkez bankaları için döviz piyasalarının istikrarının

sağlanmasına dönük olarak kullanılan temel müdahale araçlarından biri haline gelebilmektedir (Sarno ve Taylor, 2001; Roger, 1993: 11-12).

Rezervlerin bu önemine rağmen aslında 1970'li yılların başında bir sabit döviz kuru rejimi olan Bretton Woods sisteminin çökmesinin ve gelişmiş ülke ekonomilerinin tam esnek döviz kuru rejimine geçmelerinin ülke ekonomilerinin yabancı varlıklara dayalı rezerv ihtiyacını azaltması bekleniyordu (Ahmad ve Pentecost, 2009:2; Abdullateef ve Waheed, 2010:184). Fakat sonraki dönemlerde hem nominal hem de reel döviz kurlarının volatilitesinde gözlemlenen yüksek oranlı artışlar ve bu artışların başta yatırım harcamaları, büyüme oranları ve sosyal refah düzeyi üzerindeki negatif etkileri ilgili ülke ekonomileri için rezerv biriktirmenin önemini artırmıştır (Ajibola vd., 2015:111). Bu tür bir politikanın yaygınlaşmasında ise başta 1997-98 Asya krizi olmak üzere 1990-2002 döneminde gelişen ülke ekonomilerinde yaşanan küresel finansal krizlerin ve bu finansal kriz dönemlerinde rezervlerin oynadığı rolün önemli bir etkisinin olduğu ifade edilebilir (Abdullateef ve Waheed, 2010: 183; Akpan, 2016:27). Çünkü bu gelişmelerden sonra özellikle gelişen piyasa ekonomilerinde hızlı bir rezerv artışı yaşanmıştır (Choi ve Baek, 2007: 3). Bu hızlı rezerv artışının ulaştığı boyut ile ilgili olarak bir fikir vermesi amacıyla 2021 yılının Şubat ayı itibariyle bazı gelişen ülke ekonomilerindeki rezerv düzeyine ilişkin veriler Tablo 1'de sunulmuştur. Veriler incelendiğinde Çin ekonomisinin yaklaşık 3 trilyon 336 milyar doların üzerinde bir rezerve sahip olduğu, ardından yaklaşık 586, 3 milyar dolarlık rezerv ile Rusya'nın geldiği, onu ise yaklaşık 584,5 milyar dolar düzeyindeki rezerv ile Hindistan ekonomisinin izlediği anlaşılmaktadır.

Tablo 1: Bazı Gelişen Piyasa Ekonomilerinin Resmi Rezerv Varlıkları (2021, Şubat)

Ülkeler	Rezervler (Milyon ABD doları)		
	Döviz rezervleri	Altın rezervleri	Toplam rezervler
Çin (Anakarası, Hong Kong hariç)	3,204,994.00	109,178.00	3,336,018.00
Rusya	442,668.20	130,303.90	586,266.50
Hindistan	542,614.98	35,421.02	584,554.23
Tayland	241,916.35	8,576.59	253,916.02
Meksika	184,875.74	6,718.24	200,218.68
Çekya	147,295.49	537.36	165,735.97
Polonya	148,619.11	12,976.57	163,448.73
Türkiye	53,014.00	40,719.00	95,309.00
G.Afrika	43,559.00	7,098.00	53,788.00
Macaristan	37,823.70	1,785.06	40,219.90

Burada belirtilen toplam rezervler IMF'nin tanımına göre resmi rezerv varlıkları (Official reserve assets) ifade etmektedir. Bazı ülkeler için döviz ve altın rezervlerinin toplamının toplam rezervlere eşit olmaması bazı diğer rezerv varlık sayılan kalemlerin de bulunmasından kaynaklanmaktadır. Kaynak: <https://data.imf.org/?sk=2DFB3380-3603-4D2C-90BE-A04D8BBCE237&sl=1452811319782>.

Küresel bazda belirgin şekilde artan rezerv düzeyi bazı tartışmaları da beraberinde getirmiştir. Örneğin merkez bankalarının bu düzeyde yabancı varlık bulundurmalarının önemli bir maliyetinin söz konusu olduğu hem literatürde hem de uygulamada daha yoğun bir şekilde ifade edilmeye başlanmıştır. Nitekim literatürde özellikle de gelişen ülke ekonomileri için yüksek düzeyde rezerv bulundurmanın maliyetinin GSYİH'nin %1 ile %3 arasında değiştiğini ifade eden çalışmalar bulunmaktadır (Örneğin bakınız: Rodrik, 2006; Gallaher ve Shrestha, 2012). Fakat, daha önceki aşamalarda rezervlerin ülke ekonomileri için ne kadar önemli olduklarına dair ifade edilen hususlar dikkate alındığında,

literatürde genel olarak ülke ekonomileri için rezerv bulundurmanın net etkisinin pozitif olduğunun ifade edildiği görülmektedir (Örneğin bakınız: Afzal, 2010: 215; Cheng, 2015:147-148).

Çalışmanın bu aşamasına kadar daha çok rezervlerin ülke ekonomileri ve döviz piyasalarının istikrarı açısından ne kadar önemli bir parametre olduğu üzerinde durulmuştu. Fakat literatürde döviz kurlarındaki değişimlerin rezerv düzeyi üzerinde etkili olabileceğini ifade eden çalışmalar da bulunmaktadır. Bu mekanizma şu şekilde ifade edilebilir: Diğer unsurlar sabit kalmak şartıyla bir ülke ekonomisinin reel efektif döviz kurunun değer kaybetmesi bu ülke ekonomisine dış ticarete önemli bir rekabet avantajı sağlayabilmektedir. Bu rekabet avantajına bağlı olarak ilgili ülke ekonomisinin daha fazla ihracat yapması ülkeye dönük döviz arzının artması sonucunu doğurabilmektedir. Artan döviz arzının bir kısmının merkez bankalarının piyasadan çekilmesi ise rezervler düzeyinin artması sonucunu doğurabilmektedir (Narayan ve Smyth, 2004:288; Lane ve Milesi-Ferretti, 2004:842).

Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisi için TCMB'nin (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, TCMB) resmi rezerv varlıkları ile reel efektif döviz kurları arasındaki ilişkinin alternatif metodolojik yaklaşımlar kullanılarak incelenmesidir. Bu çalışmanın literatüre iki temel katkısının olduğu ifade edilebilir. Öncelikle literatürde Türkiye ekonomisi üzerine özellikle güncel olarak yapılan oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmektedir (Örneğin bakınız: Çeştepe ve Güdenoğlu, 2020). Halbuki son dönemlerde Türkiye ekonomisinde merkez bankasının rezerv düzeyi ile döviz kurlarında yaşanan şoklar oldukça tartışılan konular haline gelmişlerdir. İkinci olarak bu çalışmada gerek uzun dönemli ilişki analizinde gerekse nedensellik analizinde birden çok yöntem kullanılarak farklı yaklaşımlara karşı (robust) dirençli sonuçlar elde edilmeye çalışılmıştır. Ayrıca çalışmadaki tüm analizler hem tüketici fiyat endeksi (TÜFE) hem de yurt içi üretici fiyat endeksi (Yİ-ÜFE) dikkate alınarak hesaplanan iki farklı reel efektif döviz kuru endeksi için ayrı ayrı yapılmıştır.

Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde konu ile ilgili literatür taraması yer almakta, üçüncü bölümde TCMB rezervlerine ve reel efektif döviz kurlarına ilişkin temel veriler sunulmakta, dördüncü bölümde veri ve metodoloji bulunmakta, beşinci bölümde bulgular sunulmakta, son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

LİTERATÜR TARAMASI

Çalışmanın bu aşamasında öncelikle konu ile ilgili literatürde yer alan bazı çalışmalara yer verilmiş, ardından bu çalışmalardan oluşan literatür özeti Tablo 2'de sunulmuştur. Bu kapsamda, Hviding, Nowak ve Ricci (2004) içerisinde Türkiye'nin de yer aldığı 28 gelişen ülke ekonomisi için döviz rezervleri ile döviz kuru volatilitesi arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında yeterli düzeyde döviz rezervi taşımanın döviz kuru volatilitisini azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Lane ve Milesi-Ferretti (2004) 23 gelişmiş ülke ekonomisi ile içerisinde Türkiye'nin de bulunduğu 43 gelişmekte olan ülke ekonomisi için reel efektif döviz kurları ile net dış varlıklar arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu nedenle ülkelerin net dış varlıklarındaki artışların ilgili ülke para biriminin reel olarak değer kazanması sonucunu doğurduğunu belirtmişlerdir. Narayan ve Smyth (2006) Çin ekonomisi için resmi döviz rezervleri ile reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Aizenman ve Riera-Crichton (2008) panel veri analizine dayalı olarak bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomileri için uluslararası rezervlerle reel efektif döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında gelişmekte olan ülke ekonomilerinin reel efektif döviz kurlarının rezervlerdeki değişimlere gelişmiş

ülke ekonomilerine göre daha fazla duyarlı oldukları sonucuna ulaşmışlardır. Afzal (2010) Tayland, Sri Lanka, Filipinler, Pakistan, Hindistan ve Bangladeş ekonomileri için döviz rezervleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında Tayland, Sri Lanka ve Pakistan ekonomilerinde döviz rezervlerinden döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu, Hindistan'da değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu, Bangladeş'te ise değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını ifade etmiştir. Ayrıca Filipinler dışındaki hiçbir ülkede değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunmadığını belirtmiştir. Yu ve Lili (2011) Çin ekonomisi için döviz rezervleri ile Çin yuanı arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında döviz rezervlerinden Çin yuanına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu ve uzun dönemde Çin yuanının değer kazanmasının döviz rezervlerini artırdığını ifade etmişlerdir. Güriş (2012) Türkiye ekonomisi için rezervlerle döviz kurları arasındaki nedensellik ilişkisini incelediği çalışmasında değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmakla birlikte; döviz kurları üzerinde rezervlerin önemli bir etkisinin bulunduğunu fakat döviz kurlarının rezervler üzerinde kısmi bir etkisinin söz konusu olduğunu ifade etmiştir. Dominguez, Fatum ve Vacek (2012) Çekya ekonomisi için döviz rezervleri ile nominal döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında düzensiz rezerv satışlarının döviz kurlarını etkilemediği, günlük bazda yapılan düzenli döviz satışlarının ise döviz kurları üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkilerinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Gokhale ve Raju (2013) Hindistan ekonomisi için döviz rezervleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında ne kısa ne de uzun dönemde herhangi bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Emmauel (2013) Nijerya ekonomisi için merkez bankası rezervleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında değişkenler arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bayat, Senturk ve Kayhan (2014) Türkiye ekonomisi için rezervlerle döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında doğrusal olmayan uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca analizlerde kullanılan doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçlarına göre rezervlerden döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu belirtmişlerdir. Ajibola vd. (2015) Nijerya ekonomisi için merkez bankası rezervleri ile Nijerya nairası arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında doğrusal olmayan uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu bu nedenle de döviz piyasalarının istikrarının sağlanabilmesinde rezervlerin önemli bir etkisinin olduğunu ifade etmişlerdir. Tiwari ve Kyophilavong (2017) Hindistan ekonomisi için uluslararası rezervler ile reel efektif döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisini inceledikleri çalışmalarında uluslararası rezervlerden reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Vieira ve Silva (2019) gelişmiş ve gelişmekte olan 57 ülke ekonomisi için uluslararası rezervler ile reel efektif döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında uluslararası rezervlerin artmasının uzun dönemde yerel para birimlerinin değer kazanmasını ve döviz kuru volatilitesinin azalmasını sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Marjanović ve Marković (2019) Sırbistan ekonomisi için döviz rezervleri ile hem nominal hem de reel döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, nominal döviz kurlarından döviz rezervlerine doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu, reel döviz kurları ile döviz rezervleri arasında ise kısa dönemli bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ifade etmişlerdir. Lee ve Yoon (2020) Japonya, Hong Kong, Çin Tayvan ve G. Kore ekonomileri için uluslararası rezervlerle nominal efektif döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında çoğu durumda değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını, fakat inceleme kapsamındaki tüm ülkeler için özellikle değişkenlerdeki dalgalanmaların yüksek olduğu dönemlerde nedensellik ilişkisinin ortaya çıktığını belirtmişlerdir. Ayrıca Çin ve Hong Kong ekonomilerinin daha çok uluslararası ticaretteki rekabet avantajlarını korumak

için rezerv biriktirdiklerini; Japonya, Tayvan ve G.Kore ekonomilerinin ise daha çok iç ve dış şokların yol açabileceği istikrarsızlıkları önleyebilmek amacıyla rezerv biriktirdiklerini ifade etmişlerdir. Çeştepe ve Güdenoğlu (2020) Türkiye ekonomisi için döviz rezervleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu ve döviz rezervlerinin kurdaki düşüşlere daha fazla duyarlı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Tatar (2021) Türkiye ekonomisi için altın rezervleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu ve döviz kurlarındaki artışların merkez bankasının altın rezervlerinin artması sonucunu doğurduğunu ifade etmişlerdir.

Tablo 2: Literatür Özeti

Yazarlar	Ülke	Değişkenler	Yöntem	Bulgu
Hviding vd. (2004)	28 gelişen ülke ekonomisi	Döviz rezervi, reel efektif döviz kuru ile bazı makro ekonomik kontrol değişkenler	Sistem GMM	Yeterli düzeyde döviz rezervi taşımak döviz kuru volatilitisini azaltmaktadır.
Lane ve Milesi-Ferretti (2004)	23 gelişmiş ülke ekonomisi ile 43 gelişmekte olan ülke ekonomisi	Net dış varlıklar, reel efektif döviz kuru ile bazı makroekonomik kontrol değişkenler	Panel veri analizi	Net dış varlıklarındaki artışlar para biriminin reel olarak değer kazanması sonucunu doğurmaktadır
Narayan ve Smyth (2006)	Çin ekonomisi	Reel döviz rezervleri, reel efektif döviz kuru ve reel faiz oranı farkı	ARDL	Değişkenler arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki bulunmaktadır
Aizenman ve Riera-Crichton (2008)	Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler	Uluslar arası rezervler, reel efektif döviz kuru, dış ticaret haddi	Panel veri analizi	Gelişmekte olan ülkelerin reel efektif döviz kurları rezervlerdeki değişimlere gelişmiş ülkelere göre daha fazla duyarlı
Afzal (2010)	Tayland, Sri Lanka, Filipinler, Pakistan, Hindistan ve Bangladeş ekonomileri	Döviz rezervleri ile nominal döviz kurları	Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi	Ülkeler arasında farklılık gösteren nedensellik ilişkileri söz konusudur
Yu ve Lili (2011)	Çin ekonomisi	Döviz rezervleri ve nominal döviz kuru ile kontrol değişkenler olarak GSYİH ve dış ticaret hacmi	Johansen (1988) koentegrasyon testi ile Granger (1969) nedensellik testi	Döviz rezervlerinden Çin yuanına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Güriş (2012)	Türkiye ekonomisi	Uluslar arası rezervler ile nominal döviz kuru	Eşikli hata düzeltme modeli ile eşikli Granger nedensellik testi	Değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır
Dominguez vd. (2012)	Çekya ekonomisi	Resmi rezerv varlıklar ile nominal döviz kuru	WLS yaklaşımı	Düzenli rezerv satışları döviz kurları üzerinde etkili olmaktadır
Gokhale ve Raju (2013)	Hindistan ekonomisi	Döviz rezervleri ile nominal döviz kuru	Johansen (1988) koentegrasyon testi ile VAR modeli	Değişkenler arasında ne kısa ne de uzun dönemde herhangi bir ilişki bulunmamaktadır
Emmanuel (2013)	Nijerya ekonomisi	Döviz rezervleri ile nominal döviz kuru	Basit regresyon modeli	Değişkenler arasında pozitif bir ilişki vardır.

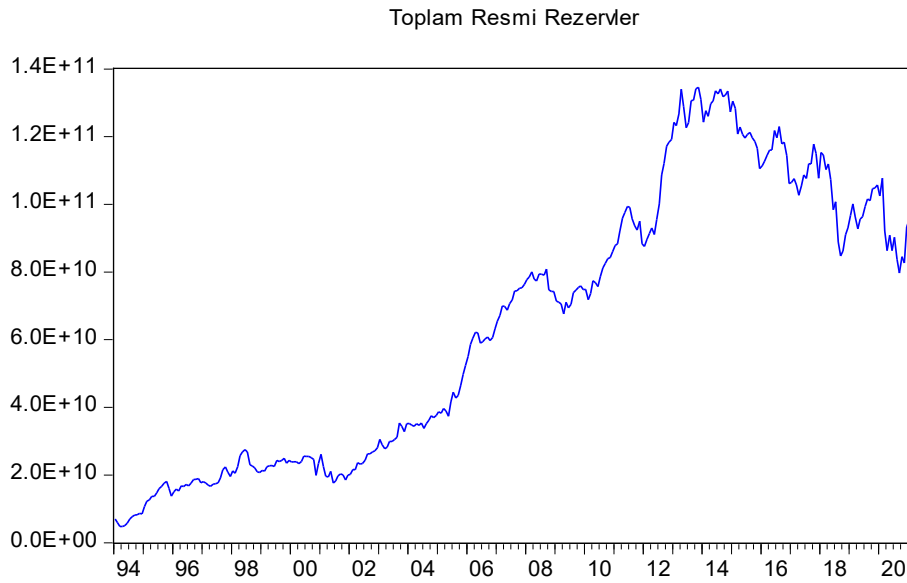
Tablo 2: Literatür Özeti (Devamı)

Yazarlar	Ülke	Değişkenler	Yöntem	Bulgu
Bayat vd., (2014)	Türkiye ekonomisi	Döviz rezervleri ile nominal ve reel döviz kurları	Doğrusal olmayan nedensellik testi	Rezervlerden döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Ajibola vd. (2015)	Nijerya ekonomisi	Dış varlıklar ile nominal döviz kuru	İki rejim değişimli eşikli VECM modeli	Değişkenler arasında doğrusal olmayan uzun dönemli bir ilişkinin bulunmaktadır.
Tiwari ve Kyophilavong (2017)	Hindistan ekonomisi	Uluslar arası rezervler, reel efektif döviz kuru, tüketici fiyat endeksi, hisse senedi endeksi ve sanayi üretim endeksi	Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi	Uluslar arası rezervlerden reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur.
Vieira ve Silva (2019)	Gelişmiş ve gelişmekte olan 57 ülke ekonomisi	Uluslar arası rezervler, reel efektif döviz kuru, kişi başı GSYİH, TÜFE, finansal gelişmişlik, parasal bağımsızlık endeksi	Panel ARDL ile Dumitrescu-Hurlin (2012) panel nedensellik testi	Uluslar arası rezervlerin artmasının uzun dönemde yerel para birimlerinin değer kazanmasını
Marjanović ve Marković (2019)	Sırbistan ekonomisi	Döviz rezervleri ile nominal ve reel döviz kuru	Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi ile VECM ve Granger nedensellik testi	Döviz rezervlerinden nominal ve reel döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Lee ve Yoon (2020)	Japonya, Hong Kong, Çin, Tayvan ve G. Kore ekonomileri	Uluslar arası rezervler ile nominal efektif döviz kuru	Kantil Granger nedensellik testi	Çoğu durumda değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmamasıyla birlikte; yüksek kantil değerlerinde çeşitli nedensellik ilişkileri ortaya çıkmaktadır.
Çeştepe ve Güdenoğlu (2020)	Türkiye ekonomisi	Döviz rezervleri ile nominal döviz kuru	NARDL	Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Döviz rezervleri kurdaki düşüslere daha fazla duyarlıdır.
Tatar (2021)	Türkiye ekonomisi	Altın rezervleri ile nominal döviz kuru	Fourier koentegrasyon testi	Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Döviz kurlarındaki artışlar merkez bankasının altın rezervlerinin artması sonucunu doğurmaktadır.

TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI REZERVLERİ VE REEL EFEKTİF DÖVİZ KURLARI

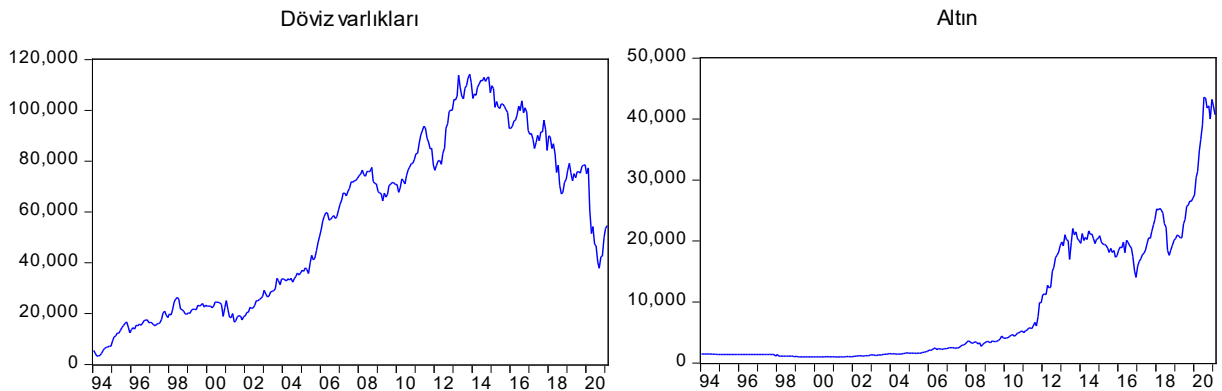
Merkez bankasının toplam rezervlerinin incelenen dönem için genel seyri Şekil 1’de sunulmuştur. Şekil 1 incelendiğinde ana eğilim olarak merkez bankası rezervlerinin 1994 yılının Ocak ayından 2013 yılının Kasım ayına kadar bir artış trendi içerisinde olduğu, fakat 2013 yılının Kasım ayındaki yaklaşık 135 milyar dolarlık zirve noktasından sonra merkez bankası rezervlerinin azalmaya eğilimine girdiği ve 2021 yılı Şubat ayı itibariyle yaklaşık 95.3 milyar dolar seviyesine gerilediği gözlemlenmektedir.

Şekil 1: TCMB’nin Resmi Rezervleri



Bilindiği gibi toplam resmi rezerv varlıklar altın ve döviz varlıklarından oluşmaktadır. Dolayısıyla toplam resmi rezervlerdeki değişimlerin daha iyi analiz edilebilmesi amacıyla incelenen dönem için bu iki kalemin genel seyri Şekil 2’de sunulmuştur.

Şekil 2: TCMB’nin Resmi Rezervlerinin Bileşenleri

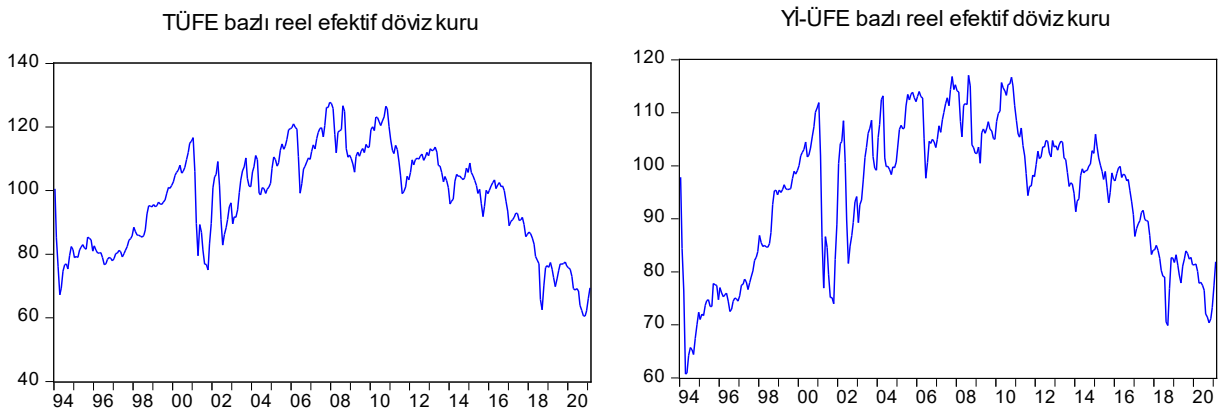


Şekil 2 incelendiğinde toplam resmi rezervlerin azalmasının temel nedeninin yaklaşık 2013 yılı sonu itibariyle azalmaya başlayan döviz varlıkları olduğu anlaşılmaktadır. Buna rağmen altın rezervlerinde

özellikle 2011 yılının ikinci yarısından itibaren gözlemlenen belirgin artışın toplam resmi rezervleri destekleyen bir gelişme olduğu görülmektedir. Dolayısıyla toplam resmi rezervler içerisinde altının payının giderek arttığı fakat özellikle 2013 yılının sonlarından itibaren bu artışın döviz varlıklarındaki azalmayı tam olarak karşılayamaması nedeniyle toplam resmi rezervlerin 2013 yılının sonundan itibaren azalma eğilimine girdiği gözlemlenmektedir.

Reel efektif döviz kurlarına gelince, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kurlarının (2003=100) incelenen dönem için genel seyri Şekil 3'te sunulmuştur. Şekil 3 incelendiğinde TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ana eğiliminin 1994 yılının Ocak ayından 2010 yılının Kasım ayına kadar artış trendi içerisinde olduğu, fakat 2010 yılının Ekim ayında 126.53 seviyesine ulaştıktan sonra, azalış trendine girdiği görülmektedir.

Şekil 3: Yİ-ÜFE ve TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kurları



Kaynak: <https://evds2.tcmb.gov.tr/>

Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuruna bakıldığında da benzer bir eğilimin gözlemlendiği ifade edilebilir. Çünkü Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru da ana eğilim olarak 1994 yılının Ocak ayından 2010 yılının Ekim ayına kadar bir artış trendi içerisinde olmakla birlikte, bu tarihten sonra azalış eğilimine girmektedir.

Dolayısıyla her iki reel efektif döviz kuru dikkate alındığında da ana eğilim olarak 1994 yılının Ocak ayı ile 2010 yılının Ekim ayı arasındaki dönemde Türk lirasının Türkiye ekonomisinin dış ticaretinde önemli yere sahip olan ülke ekonomilerinin para birimleri karşısında değer kazandığı, fakat 2010 yılının Ekim ayından sonra bu trendin tersine döndüğü ve Türk lirasının ilgili ülkelerin para birimleri karşısında ana eğilim olarak değer kaybetmeye başladığı anlaşılmaktadır.

Dolayısıyla merkez bankası rezervleri ile birlikte değerlendirildiğinde birebir aynı tarihlere denk gelmekle birlikte genel bir ifadeyle merkez bankasının toplam resmi rezervlerinin ana eğilimi ile reel efektif döviz kurlarının ana eğilimleri arasında önemli benzerlikler olduğu ifade edilebilir.

VERİ VE METODOLOJİ

Veri

Bu çalışma 1994 yılının Ocak ayı ile 2021 yılının Şubat ayı arasındaki dönemi kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın başlangıç tarihi reel efektif döviz kurlarına ait verinin başlangıç tarihi esas alınarak belirlenmiştir. Çalışmada reel efektif döviz kuru olarak hem TÜFE bazlı hem de Yİ- ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru endeksleri kullanılmıştır. Tüm veriler TCMB'ye ait elektronik veri

dağıtım sisteminden temin edilmiştir ([https://evds2.tcmb.gov.tr /index.php?/evds/serieMarket](https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket)). Çalışmada değişkenler arasındaki ilişkinin analizinde diğerlerinin yanı sıra Narayan ve Smyth (2004) ile Lee ve Yoon (2020) çalışmalarında olduğu gibi Denklem (1) ve (2)'de gösterilen modellerden yararlanılmıştır.

$$\ln P_t = \mu_0 + \beta_t \text{LNREZERV}_t + \zeta_t \quad (1)$$

$$\ln T_t = \omega_0 + \gamma_t \text{LNREZERV}_t + \psi_t \quad (2)$$

Burada $\ln P_t$, $\ln T_t$ ve LNREZERV_t sırasıyla Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru endeksinin, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru endeksinin ve resmi rezerv varlıklarının logaritmik değerlerini; μ_0 ve ω_0 sabit terimleri; β_t ve γ_t eğim parametrelerini; ζ_t ve ψ_t ise hata terimlerini ifade etmektedir.

Metodoloji

Uzun Dönemli İlişkinin Analizi

Çalışmada öncelikle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı Johansen (1988, 1991) koenteğrasyon testi ile incelenmiştir. Johansen (1988,1991) koenteğrasyon testi özünde katsayılar matrisinin (Π) uzun dönemli ilişki konusunda taşıdığı bilgilerin incelenmesine dayanmaktadır. Johansen metodolojisinde bir vektör otoregresif (VAR) model Denklem (3)'teki gibi ifade edilmektedir:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada X_t , $n * 1$ boyutlu değişkenler vektörünü; ε_t ise $n * 1$ boyutlu hata terimleri vektörünü göstermektedir.

Denklem (3) birinci farklar cinsinden Denklem (4)'teki gibi de ifade edilebilmektedir:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada,

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \text{ ve } \Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (5)$$

olmaktadır.

Ayrıca, burada eğer Π matrisinin rankı (r) modeldeki değişken sayısından (m) az ($r < m$) ise bu durum değişkenler arasında koenteğrasyon ilişkisinin olabileceği anlamına gelmekte ve Π matrisi, $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde ifade edilmektedir. Burada α matrisi hata düzeltme katsayılarını gösterirken, β matrisi eşbütünleşik vektörleri göstermektedir. Eşbütünleşik vektörlerin sayısı ise Denklem (6) ve (7)'de gösterilen iz (trace) ve maksimum özdeğer (maximum eigenvalue) test istatistiklerine göre belirlenmektedir.

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

$$J_{maximum} = -T \ln \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

Burada T , örneklem sayısını; $\hat{\lambda}_i$ ise i . en büyük kanonik korelasyonu göstermektedir.

Johansen (1988,1991) koenteğrasyon testinin Ho hipotezi "Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur" şeklindedir. J_{trace} ve $J_{maximum}$ test istatistiklerinin kritik değerden büyük olduğu durumlarda Ho hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Fakat, Johansen (1988, 1991) koenteğrasyon testi yapısal kırılmaları / rejim değişimini dikkate almayan bir koenteğrasyon testidir. Diğerlerinin yanı sıra Romero-Avila'nın (2008) da ifade ettiği gibi varlığı durumunda yapısal kırılmaların dikkate alınmaması elde edilen sonuçların kırılabilirliğini arttırmaktadır. Nitekim çalışma döneminin uzunluğu (1994-2021) ve bu dönem içerisinde yaşanan bazı gelişmeler (Örneğin 2001 Şubat krizi, 2007-2008 küresel finans krizi ve pandemi süreci gibi) değişkenler arasındaki ilişkide yapısal değişimlerin yaşanmasına yol açmış olabilir. Bu nedenle hem farklı

yaklaşımlara karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek hem de modellerin karakteristik özelliklerini dikkate alarak elde edilen sonuçların güvenilirliğini artırabilmek amacıyla analizlerde yapısal kırılmaya izin veren Gregory ve Hansen (1996) (GH) koentegrasyon testine de yer verilmiştir.

Bilindiği gibi GH koentegrasyon testi farklı yapısal kırılma formlarını dikkate alabilen bir koentegrasyon testidir. Bu çalışmada asıl önemli unsuru rezerv düzeyinin reel efektif döviz kurları üzerindeki etkisinin incelenmesi oluşturduğundan GH koentegrasyon testi modeldeki sabit terim ve eğim parametresinin birlikte değişmesine izin veren (C / S) modeli dikkate alınarak uygulanmıştır. Bu model literatürde rejim değişimini dikkate alan model olarak da adlandırılmaktadır.

C / S modeli kapsamında Denklem (1) ve (2)'deki modeller sırasıyla Denklem (8) ve (9)'daki gibi ifade edilebilir:

$$\ln P_t = \mu_0 + \mu_1 D_{1,t+1} + \beta_{1t} \text{LNREZERV}_t + \beta_{2t} D_{2,t+1} \text{LNREZERV}_t + \zeta_{1t} \quad (8)$$

$$\ln t_t = \omega_0 + \omega_1 D_{1,t+1} + \gamma_{1t} \text{LNREZERV}_t + \gamma_{2t} D_{2,t+1} \text{LNREZERV}_t + \psi_{1t} \quad (9)$$

Burada, μ_0 ve ω_0 yapısal kırılmanın gerçekleşmesinden önceki sabit terimleri; μ_1 ve ω_1 yapısal kırılmanın sabit terimler üzerindeki etkilerini; β_{1t} ve γ_{1t} yapısal kırılmanın gerçekleşmesinden önceki eğim parametrelerini; β_{2t} ve γ_{2t} yapısal kırılmanın eğim parametreleri üzerindeki etkisini; ζ_{1t} ve ψ_{1t} hata terimlerini; $D_{1,t+1}$ ve $D_{2,t+1}$ ise sırasıyla sabit terim ve eğim parametresindeki yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenleri ifade etmektedir.

GH koentegrasyon testinin H_0 hipotezi “Değişkenler arasında koentegre bir ilişki yoktur” şeklindedir. Bu H_0 hipotezi sınanırken, ADF , Z_t^* ve Z_α^* test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Fakat, analizlerde GH koentegrasyon testinin C/S modeli dikkate alınarak uygulanabilmesi için öncelikle Denklem (1) ve (2)'deki modellerde bir rejim değişiminin söz konusu olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla CUSUM ve CUSUM SQ testleri ile Bai ve Perron (1998,2003) testine ait UD_{max} ve WD_{max} test istatistiklerinden yararlanılmıştır. İlgili testlerin ve test istatistiklerinin H_0 hipotezleri “Modelde bir rejim değişimi yoktur” şeklindedir.

GH koentegrasyon testi için rejim değişiminin gerçekleşip gerçekleşmediğinin belirlenmesinin yanı sıra gerçekleşen rejim değişim sayısının belirlenmesi de önemli bir konu olabilmektedir. Çünkü, GH koentegrasyon testi tek bir rejim değişimini dikkate alabilen bir testtir. Çalışmada Denklem (1) ve (2)'de gösterilen modeller için söz konusu olan rejim değişim sayısının belirlenmesinde Gómez-Loscos, Montañés ve Gadea (2011: 1078) ile Fang ve Miller'in (2009: 317) çalışmalarında olduğu gibi Seq F (sequential F) test istatistiğinden yararlanılmıştır. Seq F test istatistiğinin temel mantığı H_0 hipotezlerinin ardışık olarak sınamasına dayanmaktadır. Bu nedenle Seq F test istatistiği öncelikle hiçbir yapısal kırılma olmadığını ifadeden H_0 hipotezine karşı tek bir yapısal kırılma olduğunu ifadeden alternatif hipotezi sınamaktadır (Seq F(0 I 1)). Bu hipotez reddedilir ise ardından tek bir yapısal kırılma olduğunu ifade eden H_0 hipotezine karşı iki adet yapısal kırılma olduğunu ifade eden alternatif hipotezi sınamaktadır ((Seq F(1 I 2)). Bu durum belirlenen maksimum yapısal kırılma sayısına kadar benzer şekilde devam etmektedir.

Belirtilen aşamalardan sonra değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldığında uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesi gerekmektedir. Çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek amacıyla, uzun dönem katsayılarının tahmininde Stock ve Watson (1993) tarafından tavsiye edilen DOLS (Dynamic ordinary least squares, DOLS) tahmincisi, Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS (Fully modified ordinary least squares,

FMOLS) tahmincisi ve Park (1992) tarafından geliştirilen CCR (Canonical Cointegrating Regression, CCR) tahmincisinden yararlanılmıştır.

Nedensellik İlişkinin Analizi

Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin öncelikle Toda-Yamamoto (1996) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Çünkü, bu test değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığından bağımsız olarak uygulanabilen bir testtir. Ayrıca bu testte düzey değerlerinde durağan olan seriler ile birinci farkları alındığında durağan hale gelen seriler birlikte kullanılabilir.

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi diğer durumlar için de benzer olması nedeniyle sadece Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile rezervler arasındaki nedensellik ilişkisini ifade edecek şekilde Denklem (10) ve (11)'de gösterilmiştir:

$$\ln P_t = q + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{11,k} \ln P_{t-k} + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{12,k} LNREZERV_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$LNREZERV_t = v + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{21,k} \ln P_{t-k} + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{22,k} LNREZERV_{t-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Burada q , v , $\phi_{11,k}$, $\phi_{12,k}$, $\phi_{21,k}$ ve $\phi_{22,k}$ model parametrelerini; ε_t ve ε_t ilgili denklemlerin hata terimlerini; dm maksimum entegrasyon derecesini; k ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Denklem (10) ve (11) kapsamında değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenirken, rezervlerden Yİ- ÜFE bazlı reel efektif döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunun ifade edilebilmesi için $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{12} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kurundan rezervlere doğru bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunun söylenebilmesi içinse $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{21} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir.

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin belirtilen avantajlarına rağmen bu tür zaman alanı (time domain) nedensellik testlerinin bazı önemli dezavantajları da bulunmaktadır. Örneğin bu tür zaman alanı nedensellik testleri incelenen dönem içerisinde nedensellik ilişkisinin gücünün ve hatta yönünün farklı frekanslar arasında değişebileceğini dikkate almazlar (Lemmens, Croux ve Dekimpe, 2008: 414-415). Bu nedenle incelenen dönem için detaylı bir nedensellik ilişki analizi yapılmasına imkan tanımazlar (Wei ve Guo, 2016:89). Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testi ise nedensellik ilişkisinin yapısının zamanla değişmesine izin veren bir nedensellik testidir. Bu nedenle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü, gücü ve boyutu konusunda Toda ve Yamamoto (1995) gibi standart nedensellik testlerine göre daha net ve doğru bilgiler sunabilmektedir (Joseph, Sisodia ve Tiwari, 2014:256) Bu nedenlerden dolayı bu çalışmada Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testine de yer verilmiş ve asıl olarak bu nedensellik testi sonuçları üzerinde durulmuştur.

Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinin genel yapısı şu şekilde ifade edilebilir (Breitung ve Candelon, 2006; Tastan, 2015; Kassouri ve Altınbaş, 2020; Croux ve Reusens, 2013; Aydın, 2018): Öncelikle Breitung ve Candelon (2006) nedensellik ilişkisinin analizi için Denklem (12)'deki vektör otoregresyon (VAR) modelinin kullanılmasını tavsiye etmektedir

$$X_t = \sum_{j=1}^p \theta_{11,j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{12,j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

Burada X_t ve Y_t aralarında nedensellik ilişkisinin inceleneyeceği değişkenleri; ε_{1t} hata terimlerini; p , gecikme uzunluğunu; $\theta_{11,j}$ ve $\theta_{12,j}$ ise gecikmeli polinomların katsayı değerlerini göstermektedir.

Bu kapsamda “ ω frekansta Y_t 'nin X_t 'in Granger nedeni olmadığını” ifadeden H_0 hipotezine Denklem (13)'te gösterilen kısıtlar girilmektedir ki bu durum Y_t 'nin ω frekansta X_t 'nin Granger nedeni olmadığını

test edilebilmesi için gerekli ve yeterli koşulu temsil etmektedir. Çünkü Denklem (13) Geweke (1982) tarafından ifade edilen H_0 hipotezine ($H_0: M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$) karşılık gelmektedir.

$$\begin{aligned}\sum_{j=1}^p \theta_{12,j} \cos(j\omega) &= 0 \\ \sum_{j=1}^p \theta_{12,j} \sin(j\omega) &= 0\end{aligned}\quad (13)$$

Bu kısıtlar Denklem (14)'te gösterildiği gibi hesaplanan artırımı R^2 ölçüm testi (incremental R^2 , incremental validity) ile test edilebilmektedir:

$$R_t^2 = R^2 - R_*^2 \quad (14)$$

Burada R^2 kısıtsız modelin determinasyon katsayısını; R_*^2 ise kısıtlı modelin determinasyon katsayısını göstermektedir.

Bu kapsamda Denklem (15)'in sağlanması durumunda “ ω frekansta Y_t 'nin X_t 'in Ganger nedeni olmadığını” ifadeden H_0 hipotezi reddedilmekte ve ω frekansta Y_t 'den X_t 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

$$R_t^2 > F_{(2T-2p, 1-\alpha)} \frac{2}{T-2p} (1 - R^2) \quad (15)$$

Burada F , F istatistiğini; 2 rakamı toplam kısıt sayısını; T , p . dereceden VAR modelinin tahmininde kullanılan toplam gözlem sayısını; α güven düzeyini ifade etmektedir.

Literatürde Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi hem standart Granger nedensellik testi hem de standart Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi esas alınarak uygulanabilmektedir. Breitung ve Candelon (2006) orijinal makalelerinde değişkenlerin I (1) olması ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunması durumunda frekans alanı nedensellik testinin Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi esas alınarak uygulanmasının daha doğru bir yaklaşım olabileceğini ifade etmişlerdir. Çünkü standart Granger nedensellik testi temel yapısı gereği I(0) olan ve aralarında koentegre ilişki bulunmayan değişkenler için uygun bir nedensellik testidir. Daha önce de ifade edildiği gibi Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinde ise temel yapısı gereği düzey değerlerinde durağan olan seriler ile birinci farkları alındığında durağan hale gelen seriler birlikte kullanılabilir. Ayrıca bu nedensellik testi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığından bağımsız olarak uygulanabilmektedir.

Bu hususların yanı sıra Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine dayalı analizlerde ω , 0 ile π arasında değişen değerleri alabildiğinden ($\omega \in (0, \pi)$), literatürde genel olarak $\omega \in (0.1, 0.5)$ frekans aralığındaki nedensellik ilişkisine ait bulgular uzun vadeli nedensellik; $\omega \in (1, 1.5)$ frekans aralığındaki nedensellik ilişkisine ait bulgular orta vadeli nedensellik; $\omega \in (2, 2.5)$ frekans aralığındaki nedensellik ilişkisine ait bulgular kısa vadeli nedensellik ilişkisi olarak yorumlanmaktadır (Örneğin bakınız: Kassouri ve Altınbaş, 2020:16; Gorus ve Aydın, 2019:819). Bu çalışmada da değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin temel yapısının daha net bir şekilde anlaşılabilmesi için analizlerde benzer bir yaklaşım sergilenmiştir.

Son olarak da Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinde kullanılan farklı frekans değerlerinin incelenen dönem içerisindeki hangi zaman dilimlerine (T) tekabül ettiği de belirlenebilmektedir. Bunun için Denklem (16)'daki eşitlikten yararlanılmaktadır (Örneğin bakınız: Pradhan vd., 2020: 5) :

$$T = \frac{2\pi}{\omega} \quad (16)$$

Burada π , Pi sayısını göstermektedir¹.

1 Örneğin aylık veri ile çalışılıyorsa $\omega = 0.7$ yaklaşık $T = \frac{2 \cdot (3.14)}{0.7} = 9$ ay çıkmaktadır.

BULGULAR

Uzun Dönemli İlişki Analizine Ait Bulgular

Çalışmada öncelikle değişkenlerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Bu amaçla ADF (Augmented- Dickey Fuller, ADF) ve PP (Phillips-Perron, PP) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Şekil 1 ve 2'de değişkenlerin belirgin bir trend içerdiği gözlemlendiğinden birim kök testleri trendli (C&T) model yapısı dikkate alınarak uygulanmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 3'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları, fakat birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir. Bu bulgu çalışma kapsamındaki değişkenlerin birinci dereceden entegre, bir diğer ifadeyle I(1) oldukları anlamına gelmektedir.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

	LNP	LNREZERV	LNT
Düzye			
ADF	-1.4648[0.8396]	-1.2989[0.8862]	-0.4307[0.9861]
PP	-2.4683[0.3438]	-1.6887[0.7550]	-1.5282[0.8182]
Birinci fark			
ADF	-7.7225*[0.0000]	-5.4113*[0.0000]	-7.5799*[0.0000]
PP	-13.7379*[0.0000]	-15.9824*[0.0000]	-14.3685*[0.0000]

*, **, sırasıyla %5 e %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedirler. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. ADF birim kök testi için maksimum gecikme 12 olacak şekilde optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile belirlenmiştir.

Değişkenlerin I(1) oldukları belirlendikten sonra Johansen (1988,1991) koentegrasyon testine geçilmiştir. Fakat, Johansen (1988,1991) koentegrasyon testi uygulanmadan önce optimal gecikme uzunluğu ile en uygun model yapısının belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri, en uygun model yapısı ise Pantula ilkesi dikkate alınarak belirlenmiştir. Bilindiği gibi Pantula ilkesinde pratik bir yaklaşım olarak Model 1 ve 5 sahip oldukları varsayımlar nedeniyle dikkate alınmaz, kalan modeller arasından en uygun model belirlenirken de iz istatistiğinin en küçük değere sahip olduğu ilk model en uygun model olarak belirlenir. Pantula ilkesine ait sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde en uygun modelin Model 2 olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 4 : Pantula İlkesine Ait Sonuçlar

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
LNP / LNREZERV					
İz istatistiği	0	1	2	2	2
Maksimum özdeğer istatistiği	0	1	2	2	0
LNT / LNREZERV					
İz istatistiği	0	1	1	1	2
Maksimum özdeğer istatistiği	1	1	1	1	2

Model 2 dikkate alınarak uygulanan Johansen (1988,1991) koentegrasyon testine ait bulgular Tablo 5'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde hem Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile merkez bankası rezervleri hem de TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile merkez bankası rezervleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu anlaşılmaktadır. Çünkü her iki durumda da hem iz hem de maksimum özdeğer istatistiklerinin değişkenler arasında koentegre bir ilişki olmadığını ifade eden H_0 hipotezini % 5 anlamlılık düzeyinde reddettikleri görülmektedir

Tablo 5: Johansen (1988, 1991) Koentegrasyon Testi Sonuçları

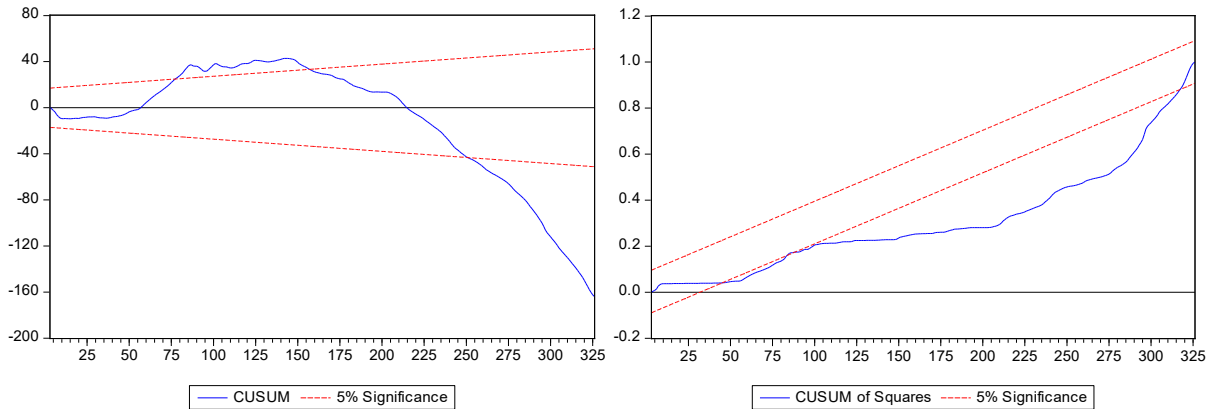
Modeller	İz test ist.	Kritik değer (% 5)	Mak. Özdeğer ist.	Kritik değer (% 5)
LNP / LNREZERV				
$H_0: r=0$	30.19068*	20.26184	24.60713*	15.89210
$H_0: r \leq 1$	5.583549	9.164546	5.583549	9.164546
LNT / LNREZERV				
$H_0: r=0$	26.95811*	20.26184	23.32414*	15.89210
$H_0: r \leq 1$	3.633963	9.164546	3.633963	9.164546

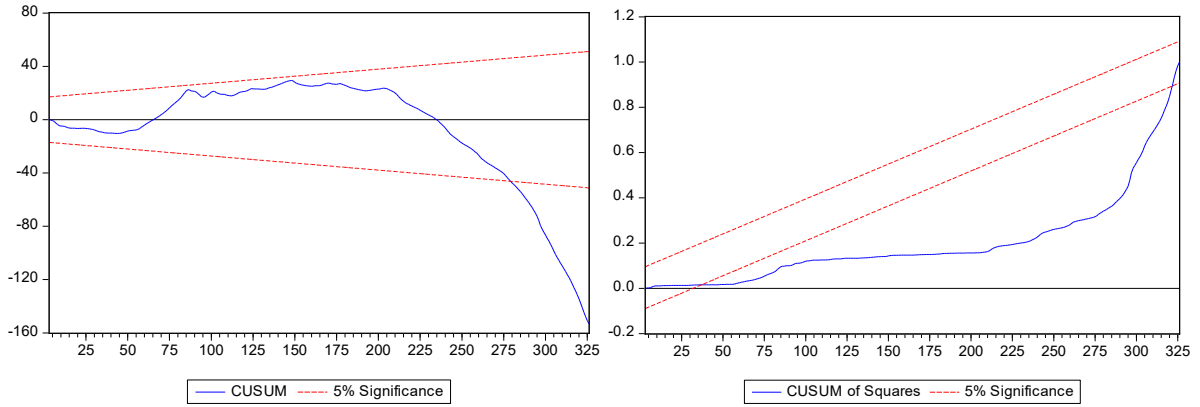
*** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Fakat daha önce belirtildiği ve literatürde de yaygın bir şekilde ifade edildiği gibi uygulanan ekonometrik yöntemin analizlerde kullanılan modellerin karakteristik özelliklerini dikkate almaması elde edilen sonuçların güvenilirliğini azaltabilmektedir. Bu nedenle öncelikle Denklem (1) ve (2)'deki modellerde CUSUM ve CUSUMSQ testleri uygulanarak modellerde bir rejim değişiminin (C / S formunda bir yapısal kırılmanın) olup olmadığı analiz edilmiştir. Bu kapsamda elde edilen bulgular Şekil 4'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde hem Denklem (1) hem de Denklem (2)'de %5 anlamlılık düzeyinde rejim değişiminin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Tablo 5'te sunulan Bai ve Perron (1998, 2003) testine ait sonuçlar incelendiğinde de (Tablo 6) UDmax ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde ilgili modellerde rejim değişiminin söz konusu olduğu sonucuna işaret ettikleri görülmektedir.

Şekil 4: CUSUM Ve CUSUM SQ Testlerine Ait Sonuçlar

Model : LNP C LNREZERV



Model : LNT C LNREZERV

Gerçekleşen rejim değişim sayısının belirlenmesi amacıyla kullanılan Seq F test istatistiğine ait sonuçlar incelendiğinde de (Tablo 7) her iki modelde de birer adet rejim değişiminin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgular değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizinde bu özellikleri dikkate alabilen GH koentegrasyon testinin kullanılabilceği anlamına gelmektedir. Fakat öncesinde modeli oluşturan ilgili değişkenlerin yapısal kırılmalar altında da I (1) olup olmadıklarının belirlenmesi gerekmektedir.

Tablo 6 : Bai ve Perron (1998, 2003) Testine Ait Sonuçlar

Model	UDmax	WDmax
LNP / LNREZERV	114.1279*	183.8350*
LNT / LNREZERV	259.2179*	267.0122*

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum kırılma sayısı 5, triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Hata terimlerinin dağılımının yapısal kırılmalar arasında değişimine izin verilmiştir. UDmax ve WD max test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla %11.70 ve %12.81'dir.

Tablo 7: Rejim Değişim Sayısının Belirlenmesi

Hipotezler	F istatistiği	Ölçekli (scaled) F ist.	Kritik değerler (%5)
LNP / LNREZERV			
0 & 1*	54.12532	108.2506	11.47
1 & 2	2.956799	5.913599	12.95
2 & 3	4.028258	8.056516	14.03
3 & 4	0.829891	1.659783	14.85
4 & 5	1.110795	2.221591	15.29
LNT / LNREZERV			
0 & 1*	129.6090	259.2179	11.47
1 & 2	4.958138	9.916276	12.95
2 & 3	1.814229	3.628458	14.03
3 & 4	0.273230	0.546460	14.85
4 & 5	0.669331	1.338661	15.29

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum kırılma sayısı 5, triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Hata terimlerinin dağılımının yapısal kırılmalar arasında değişimine izin verilmiştir.

Bu amaçla Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından LM'ye (Langrange Multiplier, LM) dayalı olarak geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Bu testin temel avantajı Zivot ve Andrews (1992) ile Perron(1989) gibi yapısal kırılmalı birim kök testlerinin serilerde birim kök olduğunu ifade eden Ho hipotezini sahte bir şekilde reddetme riskini (spurious rejection problem) belli ölçüde ortadan kaldıracıdır (Maslyuk ve Smyth, 2008:2594).

Lee ve Strazicich (2003,2004) yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanırken hem düzeyde hem de eğimde yapısal kırılmaya izin veren model yapısı (Model C) kullanılmıştır. Bunun iki temel nedeni bulunmaktadır. Birincisi, Şekil 1 ve 2 incelendiğinde değişkenlerin hem düzeyinde hem de eğiminde yapısal kırılmanın gerçekleşmiş olabileceğinin gözlemlenmesidir. İkincisi ise bu model yapısının örneğin sadece düzeyde veya eğimde yapısal kırılmayı dikkate model yapılarına göre göreceli olarak daha başarılı bir model yapısı olmasıdır (Sen, 2003; Tıraşoğlu, 2014:74).

Lee ve Strazicich (2003, 2004) yapısal kırılmalı birim kök testine ait sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde çalışma kapsamındaki tüm değişkenlerin düzey ve eğimlerinde meydana gelen yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda da I (1) oldukları anlaşılmaktadır.

Tablo 8: Lee ve Strazicich (2003, 2004) LM Birim Kök Testi Sonuçları

	LNP	LNT	LNREZERV
Düzye ve eğimde yapısal kırılma (Model C)			
LM test istatistiği	-2.8228	-2.5652	-2.8714
Kritik tablo değerleri %5 / %10	-3.9595 / -3.6794	-4.0943 / -3.8209	-3.9745/ -3.6946
Birinci Fark			
Düzye ve eğimde yapısal kırılma			
LM test istatistiği	-6.7717*	-6.7232*	-7.3092*
Kritik tablo değerleri %5 / %10	-3.9943 / -3.7152	-3.9943/ -3.7152	-3.9997 / -3.7209

*,** sırasıyla %5 ve%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

GH koentegrasyon testine ait bulgular Tablo 9'da sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde Denklem (8)'deki ve (9)'daki modellerin dikkate alınması durumunda da değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu anlaşılmaktadır. Çünkü, GH koentegrasyon testine ait her üç test istatistiği de (ADF, Zt ve Za) değişkenler arasında yapısal kırılmalar altında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ifade eden Ho hipotezlerini %5 anlamlılık düzeyinde reddetmektedir. Johansen (1988,1991) koentegrasyon testi sonuçları ile birlikte değerlendirildiğinde Türkiye ekonomisinde merkez bankası rezervleri ile reel efektif döviz kurları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğuna dair güçlü kanıtların söz konusu olduğu ifade edilebilir.

Tablo 9: Gregory ve Hansen (1996) Koentegrasyon Testi Sonuçları

Model	Test istatistikleri	Kritik değer (% 5)	Kritik değer (%10)
LNP / LNREZERV			
ADF	-5.80*	-4.95	-4.68
Zt	-7.29*	-4.95	-4.68
Za	-58.27*	-57.17	-41.85
LNT / LNREZERV			
ADF	-5.89*	-4.95	-4.68
Zt	-7.05*	-4.95	-4.68
Za	-64.50*	-57.17	-41.85

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir.

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldıktan sonra uzun dönem parametrelerinin tahminine geçilmiştir. Bu kapsamda DOLS, FMOLS ve CCR tahmincileri kullanılarak elde edilen uzun dönem katsayıları Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 10 : Uzun Dönem Katsayılarının Tahmin Sonuçları

	Sabit terim	Uzun dönem katsayısı
DOLS		
LNP / LNREZERV	2.54952*[0.0000]	0.08072*[0.0002]
LNT / LNREZERV	2.92716*[0.0000]	0.06649*[0.0109]
FMOLS		
LNP / LNREZERV	2.54304*[0.0000]	0.08094*[0.0002]
LNT / LNREZERV	2.86701*[0.0000]	0.06878*[0.0080]
CCR		
LNP / LNREZERV	2.54483*[0.0000]	0.08087*[0.0002]
LNT / LNREZERV	2.87129*[0.0000]	0.06861*[0.0076]

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

Bulgular incelendiğinde uzun dönem katsayılarının teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıktıkları görülmektedir. Ayrıca her üç tahminciye dayalı olarak elde edilen uzun dönem katsayılarının da birbirine oldukça yakın değerler aldıkları görülmektedir. Bu kapsamda merkez bankası rezervlerindeki artışın uzun dönemde gerek Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile gerekse TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile ölçülen Türk lirasının reel değeri üzerinde önemli bir etkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Örneğin merkez bankası rezervlerindeki %1'lik artışın Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kurunun yaklaşık %0.8; TÜFE bazlı reel efektif döviz kurunun ise yaklaşık %0.7 değer kazanmasını sağladığı görülmektedir. Bu bulgular uzun dönemde Türk lirasının reel değerinin korunmasında merkez bankası rezervlerinin önemli bir rolünün olduğu anlamına gelmektedir.

Nedensellik Analizine Ait Sonuçlar

Çalışmanın bu aşamasında değişkenler arasındaki zaman ve frekans alanı nedensellik testlerine ait bulgulara yer verilmiştir. Bu amaçla öncelikle bir zaman alanı nedensellik testi olan Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine ait bulgular incelenmiştir. Fakat bu test uygulanmadan önce serilerin entegrasyon derecelerinin ve kullanılacak dmax değerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla çalışmada bu aşamaya kadar uygulanan gerek ADF ve PP gerekse Lee ve Strazicich (2003, 2004) yapısal kırılmalı birim kök testlerine ait sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde inceleme kapsamındaki tüm değişkenlerin I(1) oldukları ve dmax değerinin de bir olduğu anlaşılmaktadır.

Bu sonuçlar dikkate alınarak uygulanan Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine ait bulgular Tablo 11’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde merkez bankası rezervlerinden Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu merkez bankası rezervlerindeki bir değişimin ilgili reel efektif döviz kurunda da bir değişime yol açtığı fakat ilgili reel efektif döviz kurundaki bir değişimin merkez bankası rezervlerinde herhangi bir değişime yol açmadığı anlamına gelmektedir. Merkez bankası rezervleri ile TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru arasındaki nedensellik testi sonuçlarına bakıldığında ise değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 11 : Toda ve Yamamoto (1995) Nedensellik Testi Sonuçları

	Ki-Kare test istatistiği	Olasılık	Sonuç
Ho: LNREZERV \neq → LNP	10.17770*	0.0375	+
Ho: LNP \neq → LNREZERV	2.231986	0.6932	-
Ho: LNREZERV \neq → LNT	5.494759	0.2402	-
Ho : LNT \neq → LNREZERV	4.582425	0.3329	-

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. “+” işareti nedenselliğin bulunduğunu, “-” işareti ise nedenselliğin bulunmadığını ifade etmektedir. “ \neq →” simgesi ilk değişkenden ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.

Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile merkez bankası rezervleri dikkate alınarak uygulanan Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine ait bulgular Tablo 12’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde kısa dönemde merkez bankası rezervleri ile Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla kısa vadede merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı ifade edilebilir. Orta ve uzun vade ise merkez bankası rezervlerinden Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu durum merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru üzerinde ancak orta ve uzun vadede etkili olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 12 : Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları

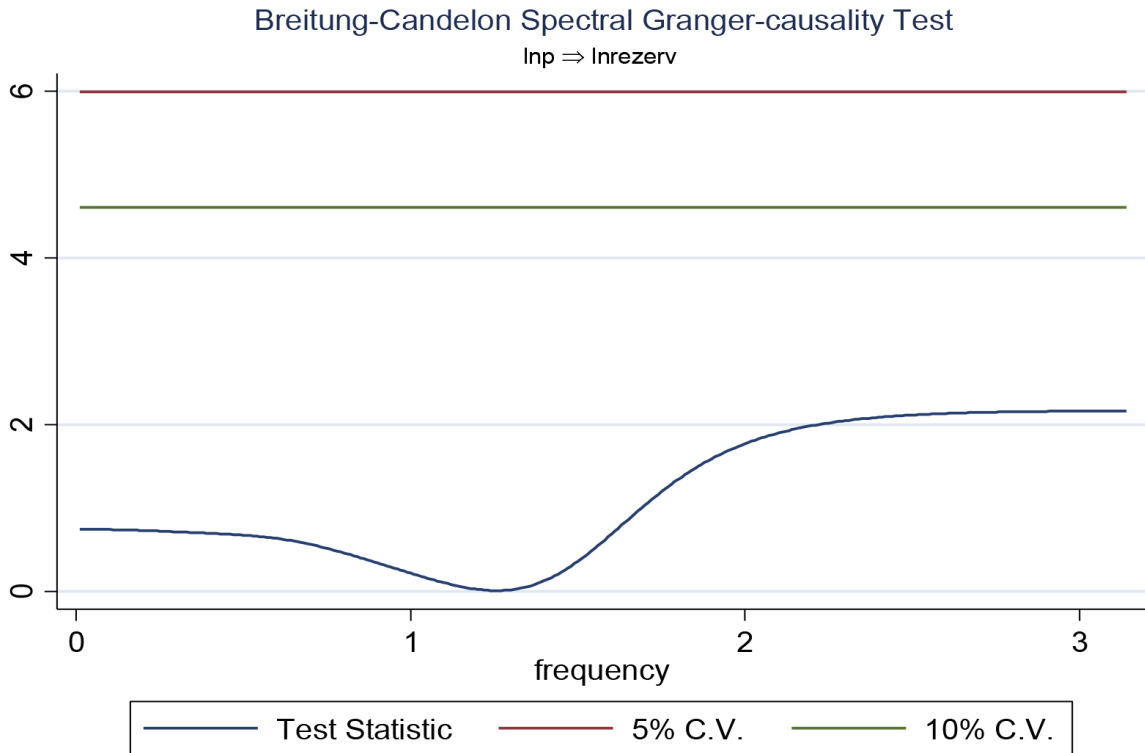
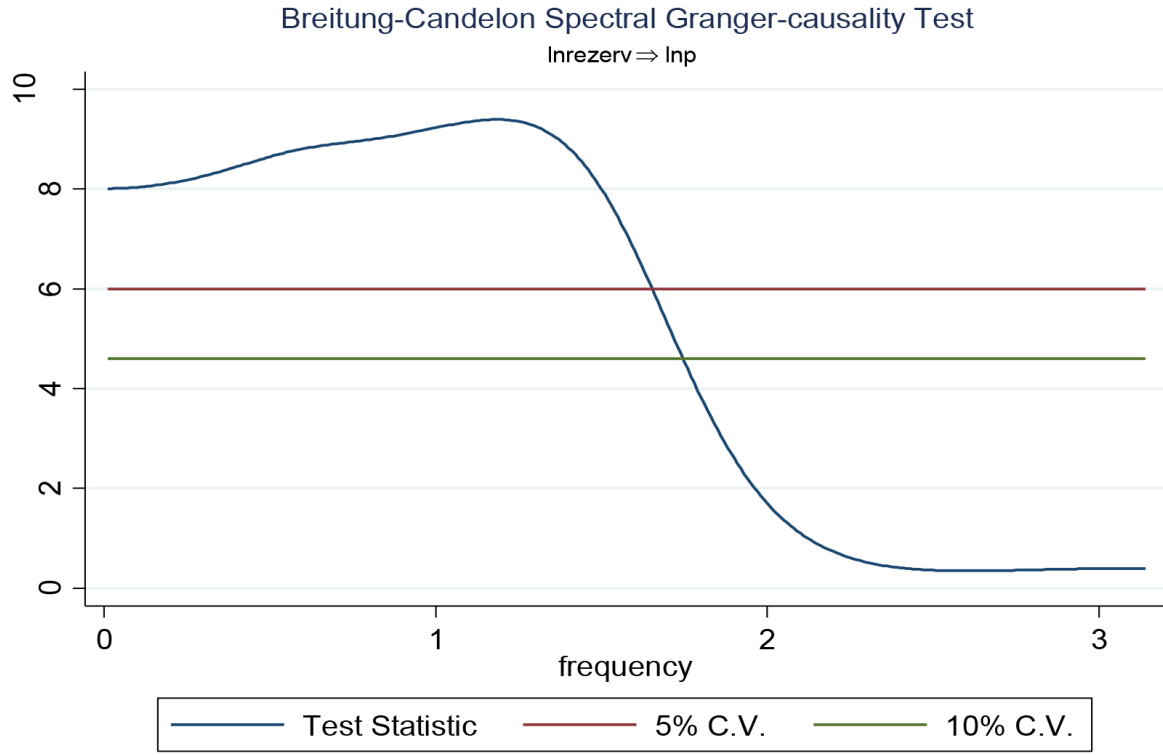
	LNREZERV \neq → LNP	LNP \neq → LNREZERV
Kısa vade		
$\omega = 2.5$	0.3588[0.8358]	2.1138[0.3475]
$\omega = 2$	1.6997[0.4275]	1.7695[0.4128]
Orta vade		
$\omega = 1.5$	7.9982*[0.0183]	0.3588[0.8358]
$\omega = 1$	9.2311*[0.0099]	0.2164[0.8974]
Uzun vade		
$\omega = 0.5$	8.6499*[0.0132]	0.6729[0.7143]
$\omega = 0.1$	8.0380*[0.0180]	0.7389[0.6911]

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. “ \neq →” simgesi ilk değişkenden ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.

Daha spesifik bulgular elde etmek için tüm frekans değerleri $\omega \in (0, \pi)$ dikkate alınarak elde edilen nedensellik ilişkisi sonuçları grafiksel olarak Şekil 5’te sunulmuştur. Bu kapsamda elde edilen bulgular incelendiğinde merkez bankası rezervlerindeki bir değişimin Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru üzerindeki istatistiki olarak anlamlı etkisinin $\omega = 1.74$ ’te başlayıp, sonrasında kesintisiz olarak devam ettiği görülmektedir. Bu bulgu merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin Türk lirasının değeri üzerindeki etkisinin orta vadede (yaklaşık 3.6 ayda) ortaya çıktığı ve bu dönemden başlayarak incelenen tüm dönem boyunca devam ettiği anlamına gelmektedir. Yİ-ÜFE bazlı reel efektif döviz kurundaki değişimlerin ise incelenen dönem boyunca merkez bankası rezervlerindeki değişimler üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı anlaşılmaktadır.

TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ile merkez bankası rezervleri dikkate alınarak uygulanan Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine ait bulgular Tablo 13’te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde kısa dönemde merkez bankası rezervleri ile TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla kısa vadede merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı ifade edilebilir. Orta ve uzun vade ise merkez bankası rezervlerinden TÜFE bazlı reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu durum merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru üzerinde ancak orta ve uzun vadede etkili olduğu anlamına gelmektedir. Bu bulgu da standart Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine dayalı bulgulardan farklıdır. Bu durumun Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinin önemini ortaya koyduğu ifade edilebilir.

Şekil 5: LNP ile LNREZERV Arasındaki Nedensellik İlişisine Ait Sonuçlar



Tablo 13: Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları

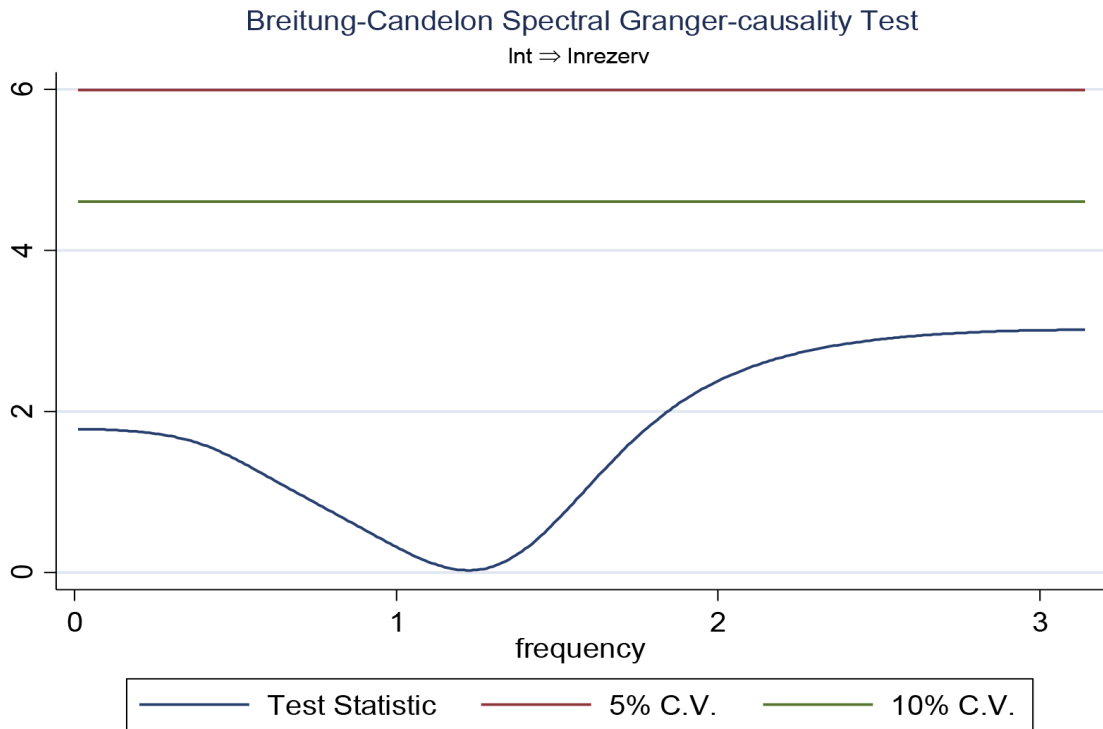
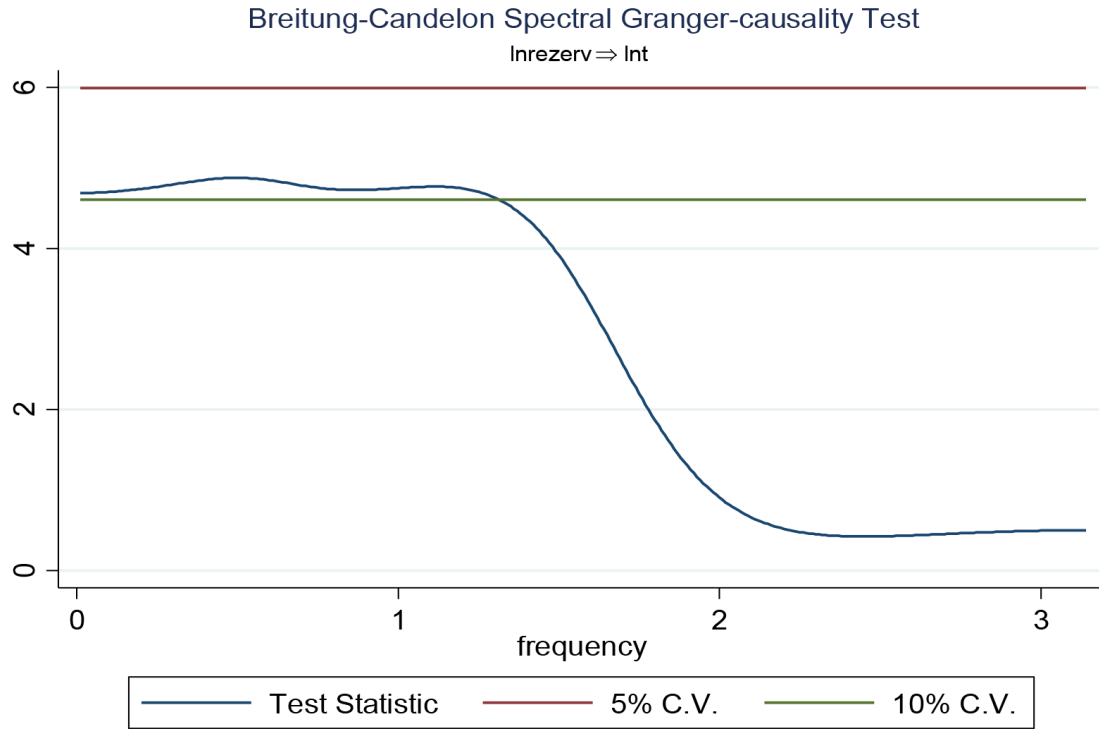
	LNREZERV \nrightarrow LNT	LNT \nrightarrow LNREZERV
Kısa dönem		
$\omega = 2.5$	0.4226[0.8095]	2.8931[0.2354]
$\omega = 2$	0.9053[0.6359]	2.3774[0.3046]
Orta vade		
$\omega = 1.5$	3.9147[0.1412]	0.6499[0.7226]
$\omega = 1$	4.7484**[0.0931]	0.3127[0.8553]
Uzun dönem		
$\omega = 0.5$	4.8779**[0.0873]	1.4071[0.4948]
$\omega = 0.1$	4.7019**[0.0953]	1.7717[0.4124]

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. " \nrightarrow " simgesi ilk değişkenden ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.

Daha spesifik bulgulara ulaşabilmek amacıyla tüm frekans değerleri $\omega \in (0, \pi)$ dikkate alınarak elde edilen nedensellik ilişkilerine ait sonuçlar grafiksel olarak Şekil 6'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde merkez bankası rezervlerindeki bir değişimin TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru üzerindeki istatistiki olarak anlamlı etkisinin $\omega = 1.31$ 'de başlayıp, sonrasında kesintisiz olarak devam ettiği görülmektedir. Bu bulgu merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin Türk lirasının değeri üzerindeki etkisinin orta vadede (yaklaşık 4.8 ayda) ortaya çıktığı ve bu dönemden başlayarak incelenen tüm dönem boyunca devam ettiği anlamına gelmektedir. TÜFE bazlı reel efektif döviz kurundaki değişimlerin ise incelenen dönem boyunca merkez bankası rezervlerindeki değişimler üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı anlaşılmaktadır.

Dolayısıyla nedensellik testlerine ilişki olarak bu aşamaya kadar elde edilen bulgular birlikte değerlendirildiğinde merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin hem Yİ-ÜFE hem de TÜFE bazlı reel efektif döviz kurları üzerinde önemli bir etkisinin olduğu fakat ilgili reel efektif döviz kurlarındaki değişimlerin merkez bankası rezervleri üzerinde ne kısa ne orta ne de uzun vadede istatistiki olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığı ifade edilebilir. Ayrıca bu tür bir bulgunun da bu çalışma kapsamında uzun dönemli ilişki analizinde kullanılan modellerde reel efektif döviz kurlarının bağımlı, merkez bankası rezervlerinin ise bağımsız bir değişken olarak tanımlanmasını destekler bir bulgu olduğu da ifade edilebilir.

Şekil 6: LNT ile LNREZERV Arasındaki Nedensellik İlişisine Ait Sonuçlar



DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Bu çalışmada merkez bankası rezervleri ile reel efektif döviz kurları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Reel efektif döviz kurlarını temsilen hem yurt içi ÜFE bazlı hem de TÜFE bazlı reel efektif döviz kurlarından yararlanılmıştır. Uzun dönemli ilişkinin analizinde öncelikle Johansen (1988,1991) koen-tegrasyon testinden yararlanılmıştır. Ardından CUSUM ve CUSUMSQ ile Bai ve Perron (1998, 2003)

testlerinin çalışma kapsamında kullanılan modellerde bir rejim değişiminin söz konusu olduğu sonucuna işaret etmeleri nedeniyle analizlere rejim değişimini dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) ko-entegrasyon testi de eklenmiştir. Uzun dönem katsayıların tahmininde ise DOLS, FMOLS ve CCR tahmincilerinden yararlanılmıştır. Çalışma bulguları uzun dönemde merkez bankası rezervleri ile reel efektif döviz kurları arasında güçlü ve pozitif bir ilişki olduğu sonucuna işaret etmektedir. Bu bulgu da Lane ve Milesi-Ferretti'nin (2004) çalışma bulguları ile benzerdir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde ise öncelikle bir zaman alanı nedensellik testi olan Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine dayalı bulgular merkez bankası rezervleri ile TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını fakat merkez bankası rezervlerinden yurt içi ÜFE bazlı reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu göstermektedir.

Bu bulgulara rağmen daha önce de ifade edildiği gibi Toda ve Yamamoto (1995) gibi zaman alanı nedensellik testleri yapıları gereği detaylı nedensellik analizi yapılmasına imkan tanımamaktadırlar. Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testi ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü, gücü ve boyutu konusunda zaman alanı standart nedensellik testlerine göre daha net ve doğru bilgiler sunabilmektedir. Bu nedenlerden dolayı çalışmada Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine dayalı analizlere de yer verilmiş ve daha çok bu nedensellik testi tarafından sunulan bulgular üzerinde durulmuştur. Bu kapsamda elde edilen bulgular değerlendirildiğinde kısa vadede değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı, orta ve uzun vadede ise merkez bankası rezervlerinden hem yurt içi ÜFE bazlı hem de TÜFE bazlı reel efektif döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgular da Bayat, Senturk ve Kayhan'ın (2014) çalışma bulguları ile benzerdir. Dolayısıyla çalışma kapsamında elde edilen tüm bulgular birlikte değerlendirildiğinde Türk lirasının orta ve uzun vadeli reel değerinin korunmasında merkez bankası rezervlerinin oldukça önemli bir işlevinin olduğu ifade edilebilir.

Bu nedenle Türk lirasının istikrarlı bir para birimi olabilmesi için merkez bankası rezervlerinin yeterli düzeyde olmasının ve bu rezervlerin gerektiğinde piyasa dinamikleri çerçevesinde kullanılmasının önemli olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle kısa ve orta vadede rezerv düzeyini artırabilmek amacıyla etkin ekonomi politikaları ile yabancı sermaye girişlerinin artırılacağı, diğer ülke ekonomileri ile swap anlaşmalarının yapılacağı, daha kurumsal turizm politikaları ile turizm gelirlerinin artırılacağı, uzun vadede ise katma değeri yüksek ve ihracata odaklı bir büyüme modelinin benimsenebileceği düşünülmektedir.

Bu unsurların yanı sıra olası kur şoklarının ülke ekonomisi üzerindeki olası negatif etkilerinin azaltılabilmesi ve bu tür dönemlerde kullanılabilecek bir birimlik rezervin etkinliğinin artırılabilmesi amacıyla özellikle reel sektör kuruluşlarının bilanço içi açık pozisyonlarından kaynaklanabilecek risklerin yönetiminde swap, opsiyon, futures ve forward gibi türev ürünleri etkin bir şekilde kullanmalarının oldukça önemli işlevlerinin olabileceği düşünülmektedir. Çünkü bu tür bir uygulama hem yurt içi hem de yurt dışı gelişmelere bağlı olarak yaşanabilecek bir kur şoku sonrasında reel sektör kuruluşlarının döviz talebini azaltarak bu tür kur şoklarının negatif etkilerinin giderilebilmesinde daha az miktarda rezerv kullanılmasını sağlayabilecektir. Nitekim 2001 Şubat krizi sonrasında Türk bankacılık sektörünün bu konuda oldukça önemli mesafeler kat ettiği ifade edilebilir. Fakat henüz reel sektör kuruluşlarının bu alana dönük kapsamlı ve etkin risk yönetim sistemlerine sahip olduklarını söylemek oldukça güçtür. Bu durumun da ilgili reel sektör kuruluşlarına döviz cinsi krediler veren bankalar açısından da dolaylı

kur riskine yol açabileceği ve aynı etkinliği sağlayabilmek için merkez bankası rezervlerinin daha fazlasının kullanılmasına yol açabileceği ifade edilebilir.

Daha önce ifade edildiği gibi konunun önemine ve uluslararası yazında oldukça ilgi görmesine rağmen ulusal yazında henüz bu konuda oldukça sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu nedenle bu alanda daha sonra yapılabilecek çalışmalarda merkez bankasınınca uygulanan farklı kur rejimlerinin de dikkate alınarak değişkenler arasındaki ilişkinin incelenebileceği veya yapısal kırılmanın gerçekleşmesinden önceki dönem ile sonraki dönem sonuçlarının karşılaştırılarak daha ayrıntılı analizler yapılabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKLAR

- Abdullatef, U., & Waheed, I. (2010). External Reserve Holdings in Nigeria: Implications for Investment, Inflation and Exchange Rate, *Journal of Economics and International Finance*, 2(9), 183-189.
- Afzal, M. (2010). Exchange Rate and Reserves in Asian Countries: Causality Test, *Global Economic Review*, 39 (2), 215-223.
- Ahmad, A.D., & Pentecost, E.J. (2009). Exchange Rates and International Reserves: A Threshold Cointegration Analysis, *14th Annual Conference on Econometric Modelling for Africa*, Abuja, Nigeria, 8 July-10 July 2009.
- Aizenman, J., & Riera-Crichton, D. (2008). Real Exchange Rate and International in an Era of Growing Financial and Trade Integration, *The Review of Economics and Statistics*, 90(4),812-815.
- Ajibola, I.O, Udoette, U.S., Omotosho, B.S., & Muhammed, R.A. (2015). Nonlinear Adjustments between Exchange Rates and External Reserves in Nigeria: A Threshold Cointegration Analysis, *CBN Journal of Applied Statistics*, 6(1),111-132.
- Akpan, A.U. (2016). Foreign Reserves Accumulation and Macroeconomic Environment: The Nigerian Experience (2004-2014), *International Journal of Economics and Financial Studies*, 8(1), 26-45.
- Allen, F., & Hong, J. (2011). Why Are There Large Foreign Exchange Reserves? The Case of South Korea', *Korean Social Science Journal*, 38(2),1-33.
- Aydin, M. (2018). Natural Gas Consumption and Economic Growth Nexus for Top 10 Natural Gas-Consuming Countries: A Granger Causality Analysis in the Frequency Domain, *Energy*, 165, 179-186.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Bayat, T., Senturk, M., & Kayhan, S. (2014). Exchange Rates and Foreign Exchange Reserves in Turkey. Nonlinear and Frequency Domain Causality Approach, *Theoretical and Applied Economics*, 11, 27-42.
- Breitung, J., & Candelon, B. (2006). Testing for Short-And Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach, *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.
- Calvo, G.A., & Reinhart, C.M. (2000). When Capital Inflows Come to a Sudden Stop: Consequences and Policy Options, in: *P.Kenen ve A. Swoboda (Eds). Key Issues in Reform of the International Monetary and Financial System*, Washington, DC: International Monetary Fund, 175-201.
- Cheng, G. (2015). Balance Sheet, Foreign Reserves and Public Policies, *Journal of International Money and Finance*, 59, 146-165.
- Choi, C., & Baek, S-G. (2008). Exchange-Rate Regimes and International Reserves, *Korean Economic Review*, 24(1), 105-129.
- Croux, C., & Reusens, P. (2013). Do Stock Prices Contain Predictive Power for the Future Economic Activity ? A Granger Causality Analysis in the Frequency Domain, *Journal of Macroeconomics*, 35, 93-103.

- Çeştepe, H., & Güdenoğlu, E. (2020). Türkiye’de Döviz Rezervleri ve Döviz Kuru Arasındaki Asimetrik İlişki: NARDL Yaklaşımı Bulguları, *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(1), 231-251.
- Dakhlallah, K. (2019). Reserve Adequacies and the Determinants of Foreign Exchange Reserves-Empirical Analysis through the Vector Error Correction Model: The Case of Lebanon, *Review of Middle East Economics and Finance*, 15(2), 1-17.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators For Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dominguez, K.M.E., Fatum, R., & Vacek, P. (2013). Do Sales of Foreign Exchange Reserves Lead to Currency Appreciation ?, *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(5), 867-890.
- Emmanuel, U.C. (2013). Accumulation of External Reserves and Effects on Exchange Rates and Inflation in Nigeria, *International Business and Management*, 6(2), 105-114.
- Fang, W., & Miller, S.M. (2009). Modeling the Volatility of Real GDP Growth: The Case of Japan Revisited, *Japan and the World Economy*, 21, 312–324.
- Fischer, S. (2001). IMF/World Bank International Reserves: Policy Issues Forum, *Opening Remarks by IMF First Deputy Managing Director Stanley Fischer*, IMF Washington DC, <https://www.imf.org/en/News/Articles/2015/09/28/04/53/sp042801>, (Erişim Tarihi: 22.05.2021).
- Gallaher, K.P., & Shrestha, E. (2012). The Social Cost of Self-Insurance: Financial Crisis, Reserve Accumulation, and Developing Countries, *Global Policy*, 3(4), 501-509.
- Geweke, J. (1982). Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, 77 (378), 304-324.
- Gokhale, M.S., & Raju, J.V.R. (2013). Causality Between Exchange Rate and Foreign Exchange Reserves in the Indian Context, *Global Journal of Management and Business Research Finance*, 13 (7), 1-7.
- Gómez-Loscos, A., Montañés, A., & Gadea, M.D. (2011). The Impact of Oil Shocks on the Spanish Economy, *Energy Economics*, 33, 1070-1081.
- Gorus, M.S., & Aydin, M. (2019). The Relationship Between Energy Consumption, Economic Growth, and CO2 Emission in MENA Countries: Causality Analysis in the Frequency Domain, *Energy*, 168, 815-822.
- Granger, C.W.J (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-438.
- Gregory A.W., & Hansen, B.E. (1996). Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Güriş, B. (2012). Exchange Rates and International Reserves: A Threshold Error Correction and A Threshold Granger Causality Analysis, *Academy of Economic Studies*, 46(4), 213-221.
- Hviding, K., Nowak, M., & Ricci, L.A. (2004). Can Higher Reserves Help Reduce Exchange Rate Volatility?, *IMF Working Paper*, WP/04/189. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Can-Higher-Reserves-Help-Reduce-Exchange-Rate-Volatility-17391>, (Erişim Tarihi: 24.05.2021).
- Islam, M.S. (2009). An Economic Analysis of Bangladesh’s Foreign Exchange Reserves, *ISAS Working Paper, No:85, Institute of South Asian Studies*, <https://www.files.ethz.ch/isn/106180/84.pdf>, (Erişim Tarihi: 22.05.2021).
- Johansen, S.(1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.
- Joseph, A., Sisodia, G., & Tiwari, A.K. (2014). A Frequency Domain Causality Investigation Between Futures And Spot Prices of Indian Commodity Markets, *Economic Modelling*, 40, 250-258.
- Kassouri, Y., & Altınbaş, H. (2020). Threshold Cointegration, Nonlinearity, and Frequency Domain Causality Relationship Between Stock Price And Turkish Lira, *Research in International Business and Finance*, 52, 1-18.
- Lane, P.R., & Milesi-Ferretti, G.M. (2004). The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates, *The Review of Economics and Statistics*, 86(4), 841-857.
- Lee, J., & Strazicich, M. C.(2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break, *Appalachian State University Working Papers 04-17*, 1-15.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics* 85(4):1082-1089.

- Lee, Y., & Yoon, S.-M. (2020). Relationship between International Reserves and FX Rate Movements, *Sustainability*, 12, 1-23.
- Lemmens, A., Croux, C., & Dekimpe, M.G. (2008). Measuring and Testing Granger-Causality over the Spectrum: An Application To European Production Expectation Surveys, *International Journal of Forecasting*, 24(3), 414-431.
- Ljubaj, I. (2020). International Reserves, Exchange Rate Differences and the CNB's Financial Results, *Croatian National Bank, Survey S-38*, <https://www.hnb.hr/documents/20182/2884095/s-038.pdf/d0bf1901-fec4-f6b5-6135-42319765f46d>, (Erişim Tarihi: 26.05.2021).
- Magnus, O.A. (2007). Foreign Exchange Reserves Accumulation: Implications for The Nigerian Economy, *Central Bank of Nigeria Working Paper*, 31-43.
- Marjanović, I., & Marković, M. (2019). Causality Between Exchange Rates and Foreign Exchange Reserves: Serbian Case, **Facta Universitatis, Series: Economics and Organization**, 16(4), 443-459.
- Maslyuk, S., & Smyth, R. (2008). Unit Root Properties Of Crude Oil Spot and Futures Prices, *Energy Policy*, 36, 2591-2600.
- Mulder, C., Perrelli, R., & Rocha, M. (2002). The Role of Corporate, Legal and Macroeconomic Balance Sheet Indicators in Crisis Detection and Prevention, *IMF Working Paper WP/02/59, 1-27*, <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/The-Role-of-Corporate-Legal-and-Macroeconomic-Balance-Sheet-Indicators-in-Crisis-Detection-15586>, (Erişim Tarihi: 26.04.2021).
- Narayan, P.K., & Smyth, R. (2004). The Relationship Between The Real Exchange Rate And Balance Of Payments: Empirical Evidence For China From Cointegration And Causality Testing, *Applied Economics Letters*, 11, 287-291.
- Narayan, P.K., & Smyth, R. (2006). The Dynamic Relationship Between Real Exchange Rates, Real Interest Rates And Foreign Exchange Reserves: Empirical Evidence From China, *Applied Financial Economics*, 16, 639-651.
- Olayungbo, D.O., & Akinbobola, T.O. (2011). Foreign Exchange Reserves And Exchange Rates in Nigeria : Structural Breaks, Unit Roots And Cointegration Tests, *Journal of Social And Economic Development*, 13(2), 153-162.
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60, 119-143.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C.B., & Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Popov, V. (2019). Exchange Rate And Foreign Exchange Reserve Policies, *DOC Research Institute*, <https://doc-research.org/2019/04/exchange-rate-and-foreign-exchange-reserve-policies/>, (Erişim Tarihi: 22.04.2021).
- Pradhan, A.K., Mishra, B.R., Tiwari, A.K., & Hammoudeh, S. (2020). Macroeconomic Factors and Frequency Domain Causality Between Gold and Silver Returns in India, *Resources Policy*, 68, 1-12.
- Rodrik, D. (2006). The Social Cost Of Foreign Exchange Reserves, *International Economic Journal*, 20 (3), 253-266.
- Roger, S. (1993). The Management of Foreign Exchange Reserves, *BIS Economic Papers*, 38, 1-104.
- Romero-Avila, D. (2008). Questioning the Empirical basis of the Environmental Kuznets Curve for CO2: New Evidence from A Panel Stationary Test robust to Multiple Breaks and Cross-Dependence. *Ecological Economics*, 64(3), 559-574.
- Sarno, L., & Taylor, M.P. (2001). Official Intervention In The Foreign Exchange Markets: Is it Effective and, If So, How Does it Work ? , *Journal of Economic Literature*, XXXIX, 839-868.
- Sen, A. (2003). On Unit-Root Tests When The Alternative is a Trend Break Stationary Process, *Journal of Business and Economics Statistics*, 21, 174-184.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Tastan, H. (2015). Testing for Spectral Granger Causality, *The Stata Journal*, 15(4), 1157-1166.
- Tatar, H.E. (2021). Türkiye'de Altın Rezervi ve Döviz Kuru İlişkinin Fourier Yaklaşımı ile Test Edilmesi, *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 1728-1742.

- TCMB (2021). Merkez Bankası Rezervlerine Ait Veriler, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serie/MarKet>, (Erişim Tarihi: 01.03.2021).
- TCMB (2021). Reel Efektif Döviz Kurlarına Ait Veriler, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serie/MarKet>, (Erişim Tarihi: 01.03.2021).
- Tıraşoğlu, B.Y. (2014). Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri İle OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Geçerliliğinin Testi, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Ve İstatistik Dergisi*, 20, 68-87.
- Tiwari, A.K., & Kyophilavong, P. (2017). Exchange Rates and International Reserves in India: A Frequency Domain Analysis, *South Asia Economic Journal*, 18(1), 76-93.
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Vieira, F.V., & Silva, C.G. (2019). The Role of International Reserves on Real Exchange Rate: A Panel ARDL Model Approach, https://www.anpec.org.br/encontro/2019/submissao/files_I/i7-e-663d175e7e89c0a1f449df31cf14d87.pdf, (Erişim Tarihi: 12.08.2021).
- Wei, Y., & Guo, X. (2016). An Empirical Analysis of the Relationship Between Oil Prices and the Chinese Macro-Economy, *Energy Economics*, 56, 88-100.
- Yu, F., & Lili, L. (2011). Does A Correlation Exist Between the Foreign Exchange Reserves and the Exchange Rate? An Empirical Study of China, Master Thesis, Umea University, School of Business and Economics.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 251-270.