



KÜRESEL EKONOMİK POLİTİKA BELİRSİZLİKLERİ VE REEL EFEKTİF DÖVİZ KURLARI ARASINDA KISA VE UZUN DÖNEMLİ İLİŞKİLER

Melih KUTLU¹

Öz

Ekonomik politikasında belirsizliklerin arttığı dönemlerde döviz kurları daha istikrarsız hale gelmektedir. Bu çalışmanın amacı, gelişmekte olan ülkelerde Küresel Ekonomik Politik Belirsizlik Endeksi (GEPU) ile reel efektif döviz kurları (REDK) arasındaki ilişkiyi araştırmaktır. Bu nedenle Ocak 2010- Kasım 2023 dönemini kapsayan çalışmada ARDL ve Almon modeli kullanılmaktadır. ARDL modeli ile uzun dönemli ilişki, Almon modeli ile hem kısa hem de uzun dönemli geçişkenlik etkisi test edilmektedir. Türkiye, Brezilya, Çin ve Güney Afrika analiz edilen ülkelerdir. ARDL modeline göre tüm ülkelerde GEPU ve REDK arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur. Almon modelinden elde edilen bulgulara göre Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika REDK'in GEPU'dan hem kısa vadede hem de uzun vadede olumsuz etkilendiği, en çok etkilenen ülkenin ise Türkiye olduğu tespit edilmiştir. Çin'in küresel ekonomik belirsizliğin kaynağı olan ülkelere bir olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca ekonomik politik belirsizliği oluşturan nedenler de gelişmekte olan ülkelere REDK üzerinde etkilidir. Sonuçlar politika yapıcıların istikrarsızlık unsurlarına gecikmeden derhal müdahale etmeleri ve müdahalede esnekliği ve çeşitliliği artırmaları gerektiğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Küresel Ekonomik Politik Belirsizlik Endeksi (GEPU), Reel Efektif Döviz Kuru, ARDL, Almon Modeli

JEL Sınıflandırması: F31, G11, G15

SHORT AND LONG-TERM RELATIONSHIPS BETWEEN GLOBAL ECONOMIC POLICY UNCERTAINTIES AND REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATES

Abstract

In periods of increased economic policy uncertainty, exchange rates tend to become more unstable. The aim of this study is to investigate the relationship between the Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPU) and real effective exchange rates (REER) in developing countries. To achieve this, I employ the ARDL (Autoregressive Distributed Lag) and Almon models for the period from January 2010 to November 2023. The ARDL model examines the long-term relationship, while the Almon model tests both short-term and long-term pass-through effects. Türkiye, Brazil, China, and South Africa are the countries analyzed. According to the ARDL model, there exists a long-term relationship between GEPU and REER in all countries. Findings from the Almon model indicate that Türkiye, Brazil, and South Africa experience negative effects on REER from GEPU in both the short and long run, with Türkiye being the most affected. Additionally, China is identified as one of the countries contributing to global economic policy uncertainty. The factors causing economic policy uncertainty also impact REER in developing countries. The results highlight the need for policymakers to promptly address instability factors and enhance flexibility and diversification in their interventions.

Keywords: Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPU), Real Effective Exchange Rate, ARDL, Almon Model

JEL Classification: F31, G11, G15

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Samsun Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, melih.kutlu@samsun.edu.tr, ORCID: 0000-0002-8634-6330

Araştırma Makalesi

Makalenin Geliş Tarihi (Received Date): 26.04.2024

Yayına Kabul Tarihi (Acceptance Date): 21.09.2024

Kutlu, M. (2024). Küresel Ekonomik Politika Belirsizlikleri ve Reel Efektif Döviz Kurları Arasında Kısa ve Uzun Dönemli İlişkiler. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 45, 79-96.
<https://doi.org/10.18092/ulikidince.1474200>

1. Giriş

Teknolojik gelişmeler para birimlerinin değerine ilişkin anlayışımızı değiştirerek uluslararası döviz piyasalarını birbiri ile daha yakın hale getirmiştir. Yatırımcılar, farklı küresel piyasalardaki döviz değerlerindeki küçük farklılıklardan kolayca yararlanabilir. Bir piyasada daha düşük bir tutardan bir para birimi alıp başka bir piyasada daha yüksek bir tutara satabilirler ve böylece küresel döviz piyasası oluşturabilirler. Bu nedenle gelişen teknolojiler ile birlikte ekonomik politik belirsizlik etkilerinin küresel bir olgu olarak ele alınması gerekmektedir.

Gelişmekte olan ülkeler dışardan özellikle küresel düzeyde ve gelişmekte olan ülkelerden gelebilecek belirsizliklere maruz kalmaktadırlar. Bu durum belirsizlikler ile finansal piyasalar arasındaki ilişkiyi önemli hale getirmektedir. Burada şu soru akla gelmektedir: bir ülkenin döviz kurları yurtiçinde oluşan ekonomi politikasındaki belirsizliğin yanısıra küresel düzeydeki ekonomi politikası belirsizliklerinden ne ölçüde etkilenebilir? Ekonomik politika belirsizliği, gözlemlenemeyen bileşenlere ilişkin bir yaklaşım sunmaktadır ve döviz kurlarının bundan etkilenebilmesine neden olmaktadır (Beckman ve Czudaj, 2017: 161).

2008 finansal krizi sonrasında küresel ekonomi politikası belirsizliğinin birçok kaynağı bulunmaktadır. 2011 Avrupa borç krizi, Amerikan Merkez Bankası'nın (FED) para politikaları, Brexit, Çin ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ticaret savaşları ve COVID-19 salgını bunlardan birkaçıdır. Bu tür olaylar ekonomi politikasını etkilediği gibi döviz piyasaları da etkilenmektedir. Avrupa'da düşük borçlanma maliyetleri, likiditeye kolay erişim ve finansal akışlardaki özgürlük, düşük gelirli bir ortamda refah düzeyi sağlamaktadır. Bu durum bazı ülkelerin borçlarını ödeyememesine kadar devam etmiştir. Ortak para birimiyle yapılan ticaret ve ülke para birimlerinin tek para birimine sabitlenmesi nedeniyle kriz tüm Avro Bölgesi'ne yayıldı. Bu krizin döviz kurları üzerinde ciddi bir etkisi olmuştur (Stracca, 2015: 13). Para politikası şokları da hem finansal piyasa beklentileri hem de döviz kurları üzerinde olumsuz etkiye sahiptir (Yang ve Zang, 2021: 7). 23 Haziran 2016 Brexit referandumu öncesinde sterlin döviz opsiyonlarında olağandışı bir durum yaşanmazken, referandum sonrasında sterlin Euro ve ABD doları karşısında yüzde 10 oranında değer kaybetmiştir (Gradojević, 2021: 168). Çin ile ABD arasında 2018 yılında ticaret savaşları başladı. ABD, Çin'den ithal edilen mallara yüzde 25 oranında ek gümrük vergisi uygulamıştır. Daha sonra Çin, ABD'den ithal edilen bazı mallara ek gümrük vergisi getirdi. Ticaret savaşlarının bazı piyasalar üzerindeki etkisi hemen görülebilmektedir ve döviz piyasası da bu piyasalar arasında bulunmaktadır (Qiu vd., 2019: 153). Bu dönemde özellikle dış ticaret ve kur mücadeleleri artış göstermiştir. Ticaret ve kur mücadelesinin yoğunlaşması ekonomi politikalarında belirsizliğe neden olmakta bu da uluslararası yatırımların gerçekleşmesini zora sokmaktadır.

Bu çalışmanın amacı GEPU endeksi ile gelişmekte olan ülkelerin REDK arasındaki ilişkinin varlığını araştırmaktır. Bu ilişkinin belirlenmesi ülkeler arası ekonomi politikasında belirsizliklere göre yatırımcıların döviz piyasasında karar almasına yardımcı olması düşünülmektedir. Politika yapıcılar tarafından oluşturulan mali, düzenleyici veya parasal politika ile ilgili belirsizliği yansıtan ekonomik politika belirsizliği (Baker vd., 2016) gelecekteki nakit akışları ve iskonto oranları hakkında belirsizlik yaratarak varlık fiyatlarını etkiler ve riskten kaçınmayı artırarak yatırımcıları güvenli varlıklar (örneğin, devlet tahvili) karşılığında riskli varlıkları (örneğin, hisse senetleri) satmaya yönlendirir (Brogaard vd., 2020).

Piyasalarda dalgalanma arttığında hükümetlerin ekonomi politikalarını değiştirme olasılığı da yükselir. İstikrar tercihi nedeniyle hükümet, yüksek volatilité sırasında döviz kurlarında değişiklik yapılmasını sağlamak için müdahale edecektir. Bu nedenle EPU, döviz kurlarındaki yüksek volatilité sırasında hükümetin güçlendirilmesi gereken karar alma sürecini yansıtır (Liming vd., 2020: 3). Dünya artık birçok ekonomi arasındaki karşılıklı ilişkiler EPU ile karakterize ediliyor (Olanipekun, 2019:1).

2008 finansal krizi sonrası dönemde yaşanan bu gelişmeler ışığında ekonomi politikasındaki belirsizliklerden döviz kurlarına nasıl bir geçiş olduğu bilinmezliğini korumaktadır. Literatür

bölümünde incelenen çalışmalarda GEPU ve döviz kurları arası ilişkilere volatilité yayılımı ve nedensellik yoluyla araştırıldığı görülmektedir. Hem kısa hem de uzun vadede olumlu ve olumsuz etkinin zaman içinde hangi yöne evrildiğini gösteren geçiş etkisi geliştirmekte olan ülkeler için henüz araştırılmamıştır. Bu çalışmada GEPU'nun REDK üzerindeki geçiş etkisi araştırılacaktır. Geçiş etkisinin araştırılması ile geliştirmekte olan ülkelerin REDK'lerinde küresel ekonomi politikalarındaki belirsizliklere karşı oluşan reaksiyonları incelenmiş olacaktır. Ticaret ve kur savaşlarının şekillendirdiği küresel ekonomi politikasında belirsizliklerin REDK üzerindeki geçiş etkisini ele almak, yatırımcıların ve politika yapıcıların bu savaşlara hazırlanmaları ve ilgili kararları almaları için önemlidir. Bu yönü ile çalışmanın literatüre katkı yapacağı düşünülmektedir.

Döviz piyasalarında etkiyi daha iyi analiz edebilmek için REDK bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. REDK fiyat değişimlerinin etkilerini dikkate alırken nominal döviz kuru dikkate alınmaz almamaktadır. Ayrıca REDK, nominal efektif döviz kuru fiyatlarının ağırlıklandırılmış olarak dış ticaret yapılan ülke fiyatları ile çarpımıdır. Böylelikle ticaret ve kur savaşlarının uluslararası nitelikteki etkisi görülebilmektedir. Ayrıca REDK satın alma gücü paritesinin bir göstergesi olarak kullanılabilir (Nazlıoğlu vd., 2022:177). Satın alma gücü ülkeler arasındaki yaşam standartlarının karşılaştırılması açısından önemli bir ölçüttür. Politika yapıcılar tarafından da analizlere dahil edilmektedir. Satın alma gücü paritesi hem para biriminin uzun vadeli denge değerini ölçmek hem de döviz piyasasının etkinliğini değerlendirmek için kullanılır (İmre, 2021: 275). REDK bir ülkenin ticaret akışının belirleyici faktörlerini ve rekabet ve teknolojik değişiklikler gibi diğer faktörlerin bir ülkenin piyasaları üzerindeki etkisini analiz etmek için de kullanılabilir. Açık ve net politikalar belirsizlikleri azaltırken, geleceğe ait kaygılar belirsiz derecesini artırmaktadır. Spot döviz kuru güncel bir piyasa fiyatıdır. REDK bir para biriminin ticari ortaklarına göre değerinin bir göstergesidir. Sürekli artan küresel ekonomik politik belirsizlik çerçevesinde ülke REDK'lerinin verdiği farklı tepkiler bu çalışmanın temel motivasyon kaynağıdır.

Ekonomik politika belirsizliği için Baker vd. (2016) tarafından hesaplanan küresel düzeyde GEPU endeksi kullanılmıştır. Türkiye ve BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ülkelerinde GEPU ve REDK arası ilişkinin araştırılması düşünülmüştür. Hindistan ve GEPU arasında nedensellik ilişkisi bulunmadığı (Songur ve Sertkaya, 2023) ve Rusya'da farklı kur rejimleri uygulandığı (Sohag vd., 2022) için bu çalışmaya dahil edilmemiştir. Bu nedenle Türkiye, Brezilya, Çin ve Güney Afrika REDK'leri kullanılacaktır. Çalışmada yöntem olarak iki aşamalı bir yaklaşım benimsenecektir. Öncelikli olarak REDK ve GEPU arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak için gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) sınır testi modeli uygulanmıştır. İkinci aşamada ise uzun dönemli ilişki tespit edilen ülkelerde etkilerin büyüklüğü ve süresini hesaplamak için Almon (1965) modeli kullanılmıştır.

2. Literatür Özeti

2008 Mali Krizi ve Avro Bölgesi'ndeki hükümet borcu krizi, dövizin belirleyicilerini açıklamayı amaçlayan araştırmaların sayısını artırmıştır. Literatür taraması GEPU ile döviz kurları arasındaki ilişkileri araştıran çalışmaları içermektedir. Bu literatürden yola çıkarak gelişmiş, geliştirmekte olan ülkelerde ve Türkiye'de yapılan çalışmalar birbirinden ayrılmıştır. Gelişmiş ülkeler majör döviz kurlarına sahiptirler. Birçok araştırmacı tarafından yapılan çalışmalar GEPU'nun döviz kurları üzerinde farklı etkileri olduğunu göstermiştir.

İlgili literatür incelendiğinde, ekonomik politik belirsizliklerin döviz kuru üzerindeki etkilerini araştıran öncü çalışmaların 2008 küresel finans krizini sonrası dönemde artış gösterdiği gözlemlenmektedir. Bu durum ekonomik politik belirsizlikler ile ilgili endeks serilerinin oluşturulmaya başlanması ile ilgili olmaktadır. Literatürde GEPU ile döviz kurları arasında hem negatif hem de pozitif ilişkiler bulunmaktadır. GEPU ile döviz kurları arasında hem kısa hem de uzun vadeli ilişkiler de tespit edilmiştir.

Krol (2014), Kanada, Avro Bölgesi, Japonya, İsveç, Birleşik Krallık, Brezilya, Hindistan, Meksika, Güney Afrika ve Güney Kore'de ekonomik politika belirsizliğinin döviz kuru volatilitesi üzerindeki

etkisini araştırmıştır. 1990 ve 2012 yıllarını kapsayan çalışma hem ülkelerin kendi ekonomi politikası belirsizliği hem de ABD ekonomi politika belirsizliğinin etkilerini ele almaktadır. Yurt içi ve ABD ekonomi politikası belirsizliğinin, incelenen ülkelerin çoğunda volatilitiyi önemli ölçüde artırdığı tespit edilmiştir.

Balcılar vd. (2016), 1991 ve 2012 dönemi boyunca on altı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkenin dolar bazlı döviz kurlarının getiri ve volatilité öngörülebilirliği için ekonomi politikası belirsizliğini kullanmışlardır. Parametrik olmayan nicelikler arası nedensellik testleri, yedi döviz kuru için EPU farklarının döviz kuru getirilerinin varyansı üzerinde nedensel bir etkiye sahip olduğunu ancak koşullu dağılımın tüm kısımlarındaki getiriler üzerinde nedensel bir etkiye sahip olmadığı gösterilmiştir. Ayrıca, EPU farklarının hem döviz kuru getirilerini hem de dört döviz kuru için tüm koşullu dağılımdaki getiri varyansını tahmin etme yeteneğine sahip olduğu tespit edilmiştir.

Beckman ve Czudaj (2017), majör döviz kurlarına (Euro, Japon Yeni, Kanada Doları ve İngiliz Sterlini'nin ABD Dolar Kuru) ilişkin beklentiler ile Amerikan ekonomi politikasında belirsizlikler arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Ekonomi politikası belirsizliği için Baker vd. (2016) tarafından hesaplanan veri kullanılmıştır. Ekonomi politikasındaki belirsizlikler hem toplam olarak ele alınmış hem de para ve maliye politikası olarak ikiye ayrılmıştır. Çalışma 1986-2014 yılları arasında kapsamaktadır. VAR modelinin kurularak Granger nedensellik testi ile analiz yapılmıştır. Beklentilerin yalnızca duyurulardan değil, aynı zamanda ekonomi politikasının gelecekteki duruşuna ilişkin belirsizlik derecesinden de etkilendiği tespit edilmiştir.

Bartsch (2019), piyasa ve ekonomi politikası belirsizlikleri ile ABD doları/İngiliz poundu döviz kuru getiri volatilitesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışma 2001 ve 2015 yılları arasındaki veri ile gerçekleştirilmiştir. Ekonomi politikası belirsizliği için Baker vd. (2016) verisi, piyasa belirsizliği için ise VIX (korku endeksi) kullanılmıştır. Hem politika hem de piyasa belirsizliğinin döviz kuru oynaklığını artırdığı ve piyasa belirsizliğinin daha büyük bir oranda sorumlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Olanipekun vd. (2019), Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin döviz piyasası baskısı (EMP) ile hem yurtiçi hem de küresel EPU arasındaki nedensel ilişkilerini incelemişlerdir. Döviz piyasası baskısını ülkelerin ABD doları döviz kurundan uluslararası rezervleri (altın hariç) çıkararak elde edilmiştir. Panel Granger nedensellik testi yapılan çalışma 1995-2018 yılları arası dönemi kapsamaktadır. GEPU ile EMP arasında yalnızca Çin'in çift yönlü nedenselliği varken, Rusya için herhangi bir nedensellik bulunamamıştır. Hem Hindistan hem de Rusya'da yurt içi EPU ve EMP arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Çin'de EMP'den yurt içi EPU'ya doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Brezilya için ise GEPU'dan tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Yalçınkaya (2019) yaptığı çalışmada sadece ekonomi politika belirsizliğini değil aynı zamanda politik ve jeopolitik belirsizlikleri de analiz etmiştir. Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmada küresel belirsizliklerden sonra gelen şoklarının kısa dönemde nominal efektif döviz kurlarının yükseldiği sonucuna ulaşılmıştır.

Liming vd. (2020), Çin yuanı/dolar kuru (USD/RMB) volatilitésinin ekonomi politikasından nasıl etkilendiğini araştırmışlardır. Ekonomi politikası belirsizliği için Baker vd. (2016) verisinin kullanıldığı çalışma 2002 ve 2018 yılları arası dönemi kapsamaktadır. Koşullu kantil regresyon yöntem olarak kullanılmıştır. USD/RMB kuru volatilitésinin Çin, ABD, Avrupa Birliği ve Japonya ekonomik belirsizliklerinden asimetrik olarak etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Araştırmaya dahil edilen Hong Kong ekonomi politikası belirsizliğinin ise etkisi bulunmamaktadır.

Güney (2020), ARDL modeli ile kısa ve uzun dönemli ilişkileri araştırdığı çalışmasında ABD'deki ekonomik politika belirsizliğinin Dolar/TL kuru volatilitesi üzerinde uzun dönemli etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir.

Gürsoy (2021), Türkiye’de döviz kurları (Dolar/TL ve Avro/TL) ve makro ekonomik göstergeler ile GEPU arasında asimetrik nedensellik ilişkisini araştırmıştır. GEPU endeksi döviz kurlarını pozitif ve anlamlı olarak etkilemektedir.

Bush ve Noria (2021), Meksika Pezosu/ABD Dolar kurunun volatilitesi ile ekonomi politika belirsizliği ile ilişkisini araştırmışlardır. 1998-2018 arası dönemde yapılan çalışmada hem Meksika Merkez Bankası tarafından hazırlanan ekonomi politikası belirsizlik tahminleri hem de GEPU kullanılmıştır. Makro ekonomik değişkenlerin de dahil edildiği çalışmada, GEPU’nun Meksika Pezosu/ABD dolar kurunun volatilitesi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Sohag vd. (2022), küresel finansal kriz, yaptırımlar ve Covid-19 salgını da dahil olmak üzere birçok içsel ve dışsal şok nedeniyle önemli döviz kuru volatilitesine maruz kalan Rusya’nın ekonomik politika belirsizliğinin döviz kuruna etkilerini araştırmışlardır. 1998-2020 arası dönemi içeren çalışmada kantil ARDL yöntemi kullanılmıştır. Rusya çalışma dönemi boyunca farklı kur rejimlerine geçmiştir. Döviz kuru’nun Rusya’nın ekonomik politikasındaki artan belirsizliğe yanıt olarak değer kazandığı ancak belirli bir dönemdeki çoğu dilimde değer kaybettiği tespit edilmiştir.

Ruan vd. (2022), Japonya, Birleşik Krallık, Avro Bölgesi, Brezilya, Rusya Federasyonu, Hindistan ve Çin üzerinden yaptıkları araştırmada EPU’nun döviz kuru volatilitelerini tahmin etmede GSYH ve enflasyon gibi makroekonomik faktörlere göre daha iyi tahmin edip etmediğini test etmişlerdir. EPU’nun döviz kuru volatilitelerinin hem uzun hem de kısa vadeli bileşenlerini tahmin edebildiği bulgusuna ulaşmışlardır. Artan EPU’nun önemli ölçüde daha fazla döviz kuru volatilitesine yol açtığı gözlemlenmiştir.

Tümtürk (2022), küresel belirsizliğin Türkiye’nin döviz kuru volatilitesi üzerindeki etkisini kantil regresyon yaklaşımıyla incelemiştir. Baker vd. (2016) GEPU kullanılmıştır. 2002-2021 yılları arası dönemi ele alan çalışmada GEPU’da pozitif şokla ilişkili olarak döviz kurunda daha yüksek volatilitenin meydana geldiği sonucuna ulaşmıştır. Ancak Merkez Bankasının finansal istikrarı sağlamak amacıyla döviz piyasalarına müdahale etmesi ve döviz kurlarındaki aşırı dalgalanmaları sınırlaması nedeniyle döviz kuru volatilitelerinin düşük olduğu durumlarda tahmin edilen parametreler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Wang vd. (2022), ABD EPU getiri ve volatilitenin RMB üzerindeki etkisini 2010 ve 2019 yılları arasında araştırmışlardır. Çalışmada EGARCH modeli kullanılmıştır. ABD EPU’sunun, volatilitelerinin RMB döviz kuru getirisinin volatilitelerini artırdığını ve getiri yayılımının ise RMB’nin ABD Doları karşısında değer kazanmasını sağladığını tespit etmişlerdir. Yükselen ABD EPU’su, yatırımcıların gelecekteki RMB/ABD Dolar kuru hareketlerine ilişkin beklentilerindeki heterojen olarak farklılık ortaya çıkmakta ve belirsizlikten kaçınan yatırımcıların ABD Doları (RMB) varlıklarını azaltmasına (artırmasına) neden olmaktadır.

Chang vd. (2022), ekonomik politikada belirsizlikleri pozitif ve negatif şoklara ayırarak (asimetrik) döviz kuru üzerindeki etkisini araştırmışlardır. G-7 ülkelerinde yapılan çalışma 1998 ve 2021 yılları arası dönemi kapsamaktadır. Reel Efektif Döviz Kuru kullanılmıştır. NARDL tahminleri, uzun vadede EPU’nun asimetrik yapısının Kanada ve Japonya bağlamında döviz kurunu etkilediği tespit etmişlerdir. Buna karşılık, kısa vadede yalnızca Kanada, Japonya ve Birleşik Krallık bağlamını asimetrik olarak etkilediği görülmüştür. Ayrıca MATNARDL tahminleri tüm örnek ülkelerin kısa vadeli ve uzun vadeli asimetrik etkileri yansıttığını göstermektedir.

Songur ve Sertkaya (2023), Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin’de döviz kurlarının ekonomik politika belirsizliği ile uzun dönemli ilişkisini araştırmışlardır. Brezilya ve Rusya’da ekonomik politika belirsizliği döviz kurunu pozitif etkilerden Çin’de negatif etkilemektedir. Hindistan’da anlamlı sonuçlara ulaşamamıştır.

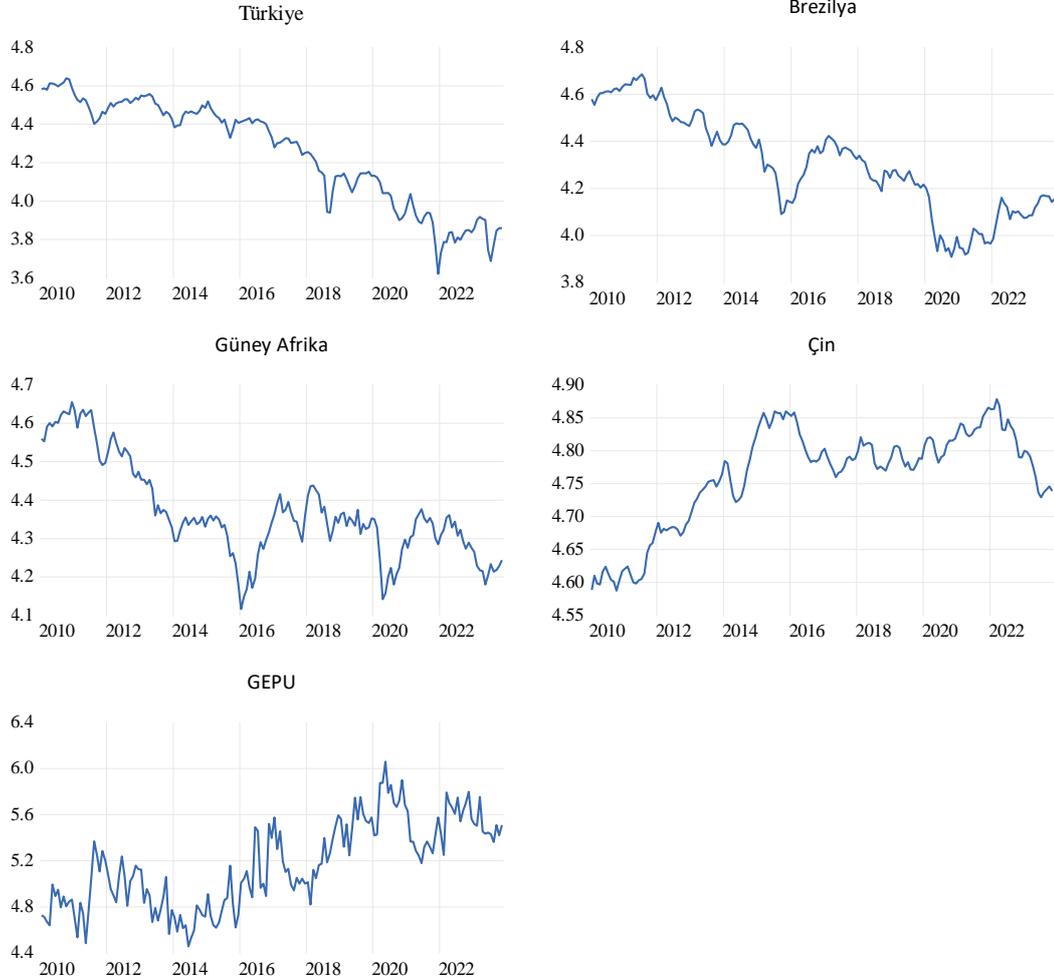
Literatür incelendiğinde çalışmalarda sıklıkla nominal döviz kurlarının kullanıldığı görülmektedir. REDK yalnızca birkaç çalışmada kullanılmıştır. Ayrıca nedensellik ve volatilitenin yayılmaları araştırılmış ancak bu nedenden kaynaklanan etkinin süresi ve büyüklüğü

araştırılmamıştır. Bu çalışma küresel düzeyde oluşan ekonomik politika belirsizliklerinin REDK üzerindeki geçiş etkisini araştırarak bu alandaki boşluğu doldurmaya çalışmaktadır. Geçiş etkisinin araştırılmasıyla birlikte literatürde ölçülemeyen ticaret savaşları ve kur mücadelelerinin etkisi de test edilmiş olacaktır.

3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Ocak 2010 – Kasım 2023 döneminde aylık veri olarak Türkiye, Brezilya, Güney Afrika ve Çin'e ait JP Morgan Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) ile küresel ekonomik politik endeks (GEPÜ) kullanılmıştır. Grafik 1'de REDK ve GEPÜ endeksi verilmiştir. Yıllar itibariyle Türkiye ve Brezilya'da REDK'da ciddi düşüşler yaşanmış, 2021 yılı ve sonrası yükselişe geçmiştir. Güney Afrika 2016'ya kadar düşüş yaşasa da 2016 sonrası iniş ve çıkışlar ile bir koridor şeklinde meydana gelmiştir. Çin, 2016'ya kadar olan yükselişini 2016-2020 yılları arası kaybetmiş, 2020 yılında tekrar yükselişe geçen REDK, 2022 yılında tekrar düşüşe geçmiştir. GEPÜ'nün değişim sıklığı Türkiye, Brezilya ve Çin REDK'larına göre fazladır. Güney Afrika'da daha sert iniş ve çıkışlar bulunmaktadır. GEPÜ dönem dönem azalışları olsa da sürekli artan bir trend içermektedir. Veriler logaritmik olarak kullanılmıştır

Grafik 1. REDK ve GEPÜ



Tablo 1'de tanımlayıcı istatistikler ve normal dağılım testi sonuçları verilmiştir. Çarpıklık katsayısının herhangi bir verinin sıklığını göstermektedir. Türkiye, Brezilya ve Çin'de çarpıklık katsayısının negatif yani sola çarpık olması aşırı olumsuz getirinin aşırı olumlu getiriden daha sık olduğunu göstermektedir. Güney Afrika'da ise sağa çarpık olması aylık bazda asimetric olarak

büyük değişimler olduğunu göstermektedir. Jarque-Bera testi sonucuna göre endeksler normal dağılımdan uzaktır.

Tablo 1. REDK ve GEPU Tanımlayıcı İstatistikler

	Türkiye REDK	Brezilya REDK	Güney Afrika REDK	Çin REDK	GEPU
Ortalama	4.251353	4.305715	4.369527	4.763036	5.164268
Medyan	4.329732	4.301750	4.346856	4.783362	5.126600
Maks.	4.638751	4.685703	4.654884	4.878331	6.059365
Min.	3.621245	3.909223	4.116394	4.587603	4.457635
Std. Sap.	0.270188	0.211031	0.124918	0.076325	0.373061
Çarpıklık	-0.470652	-0.049179	0.590554	-0.851448	0.149640
Basıklık	1.872660	2.006667	2.741128	2.758423	1.997216
Jarque-Bera(JB)	15.00876	6.933171	10.17329	20.58426	7.620374
JB Olasılık	0.000551	0.031223	0.006179	0.000034	0.022144
Gözlem	167	167	167	167	167

Çalışmanın uygulama kısmına geçmeden önce veriler Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips–Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri (Dickey ve Fuller, 1979; Phillips ve Perron, 1988; Kwiatkowski vd., 1992) ile test edilmiştir.

Çalışmada öncelikli olarak tüm serilerin birim kök testleri gerçekleştirilmiştir. İkinci aşamda ARDL modeli için uygun gecikme uzunlukları belirlenerek değişkenler arası ilişkinin varlığını test etmek amacıyla ARDL modeli uygulanmıştır. Üçüncü aşamada değişkenler arası kısa ve uzun dönemli duyarlılığı test etmek için Almon (1965) modeli kullanılmıştır.

3.1. ARDL Modeli

Uygulamanın birinci aşamasında gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) sınır testi modeli uygulanmıştır. Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen ve farklı dereceden bütünleşik değişkenler arasındaki ilişkinin ortaya konmasına olanak sağlayan ARDL yaklaşımının en önemli avantajı **avantaj** modelde kullanılacak değişkenlerin düzeyde durağan I(0) ya da birinci farkta durağan I(1) olmasının sınır testini uygulamaya engel olmamasıdır. Öncelikli olarak Akaike Bilgi Kriteri (AIC) aracılığıyla serilerin optimal gecikme uzunluğu belirlenmiştir. AIC kriterine göre uygun model seçiminden sonra 1 numaralı denklemdeki regresyon denklemi tahmin edildikten sonra uzun dönemli bir ilişkinin varlığı Wald testi (F istatistiği) ile tespit edilmiştir. F istatistiği değeri alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. F istatistiği değeri alt sınır kritik değerinden daha küçükse eş bütünleşme ilişkisinin bulunmadığı, üst sınır kritik değerinden daha büyükse eş bütünleşme ilişkisinin bulunduğu anlamına gelmektedir. F istatistiği değeri alt sınır kritik değer ile üst sınır kritik değer arasındaki bir bölgede kalmışsa kararsız bölge olarak belirlenir ve eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilemediği yönünde görüş bildirilir (Pesaran vd., 2001; Narayan, 2005).

Kriter değerler tablolarında “a” ve “b” olarak işaretlenmiştir. Pesaran vd. (2001)’in T = 1000 ve k = 3 için belirlediği kritik değerler a ile ifade etmektedir. Narayan (2005)’in Case III: T = 80 ve k = 2 için kısıtlı sabit, trendsiz model için önerdiği kritik değerleri “b” ile ifade etmektedir.

$$\Delta \ln REDK = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln REDK_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \ln GEPU_{t-i} \quad (1)$$

3.2. Almon (1965) Modeli

Uygulamanın ikinci aşamasında hem kısa hem de uzun vadede olumlu ve olumsuz etkinin zaman içinde hangi yöne evrildiğini gösteren geçiş etkisi incelemek için Almon (1965) modeli kullanılmıştır. Almon (1965) modeli, dağıtılmış gecikmeli modeller için geliştirilmiş genel bir ekonometrik modeldir. Model hem kısa hem de uzun dönemli Denklem 2’de dağıtılmış gecikme modeli (DGM), Denklem 3’te çok terimli gecikme şeması, Denklem 4’te Z değişkenleri türetme denklemi verilmiştir. Birinci aşamada Denklem 2’de en küçük kareler yöntemi ile Akaike bilgi kriterine göre

çok terimlinin derecesi (i) ve gecikme sayısı (k) belirlenmektedir. Daha sonra 3 numaralı denklemde β_i 'lerin değeri birinci aşamada belirlenen i ve k doğrultusunda α cinsinden belirlenir. Almon modeline göre, Denklem 2'deki β_i 'lar Denklem 3'te polinom tarafından temsil edilmektedir. Bir sonraki aşamada Denklem 4 ile i+1 sayıda Z değişkeni türetilerek modelinin tahmini yapılır. Bu tahminden elde edilen α katsayıları ile Denklem 3'teki β katsayılarına ulaşılır. Buradaki β katsayıları çalışmanın ana modeli olan Denklem 5'teki β katsayılarıdır.

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (2)$$

$$\beta_i = a_0 + a_{1i} + a_{2i}^2 + \dots + a_{mi}^m \quad (3)$$

$$Y_t = a + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + u_t \quad (4)$$

$$REER = a_0 + a_1 GEP_U + \beta_0 Z_{0t} + \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + u_t \quad (5)$$

4. Ampirik Bulgular

Tablo 2'de serilerin birim kök test sonuçları verilmiştir. Birim kök test t istatistiği ve LM test istatistiklerinin ilgili kritik değerler ile karşılaştırılması sonucunda tüm serilerin durağan olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 2: Birim Kök Testleri

	ADF t İstatistiği (Düzy)	PP Düzeltilmiş t İstatistiği (Düzy)	KPSS LM İstatistiği (Düzy)
Türkiye REDK	-10.545***	-11.343***	0.122***
Brezilya REDK	-9.890***	-9.891***	0.080***
Güney Afrika REDK	-11.141***	-11.078***	0.053***
Çin REDK	-8.543***	-8.453***	0.367**
GEP_U	-10.917***	-21.674***	-0.053***

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

ADF ve PP Kritik Değerleri:

% 1 düzey -3.470179

% 5 düzey -2.878937

%10 düzey -2.576124

KPSS Asimptotik Kritik Değerleri:

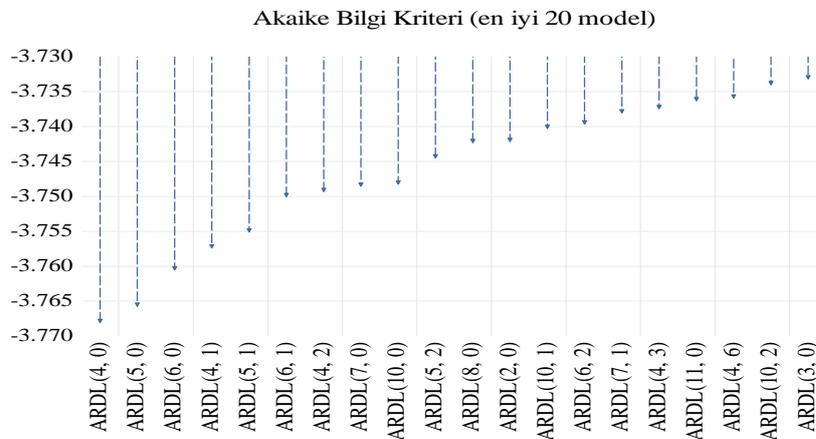
% 1 düzey 0.739000

% 5 düzey 0.463000

% 10 düzey 0.347000

Türkiye REDK ve GEP_U ARDL sınır testi optimal gecikme uzunluğu Grafik 2'de verilmiştir. AIC bilgi kriterine göre ARDL (4,0) en uygun modeldir.

Grafik 2: Türkiye REDK ve GEP_U için AIC Kriterine Göre Optimal Gecikme Uzunluğu



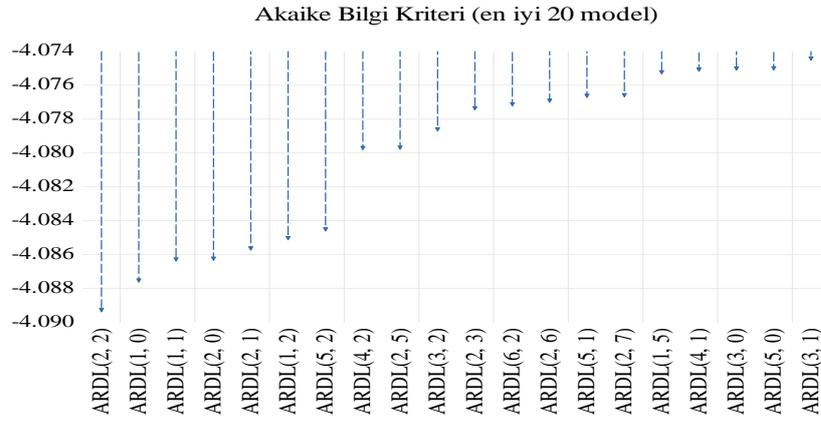
Türkiye REDK ve GEP_U ilişkisi için en uygun model seçilen ARDL (4,0) bulguları Tablo 3'te verilmiştir. ARDL sınır testi F istatistiği %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde alt sınır kritik değerinin üstünde olduğundan Türkiye REDK ve GEP_U arasında eş bütünlüşme ilişkisi mevcuttur.

Tablo 3: Türkiye REDK ve GEPÜ

Model	F ist.	Olasılık	Kritik Değerler(a)		Kritik Değerler(b)	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
(4,0)	24.80	% 10	3.02	3.51	3.11	3.61
		% 5	3.62	4.16	3.74	4.30
		% 1	4.94	5.58	5.15	5.91

Brezilya REDK ve GEPÜ ARDL sınır testi optimal gecikme uzunluğu Grafik 3'te verilmiştir. AIC bilgi kriterine göre ARDL (2,2) en uygun modeldir.

Grafik 3: Güney Afrika REDK ve GEPÜ için AIC Kriterine Göre Optimal Gecikme Uzunluğu



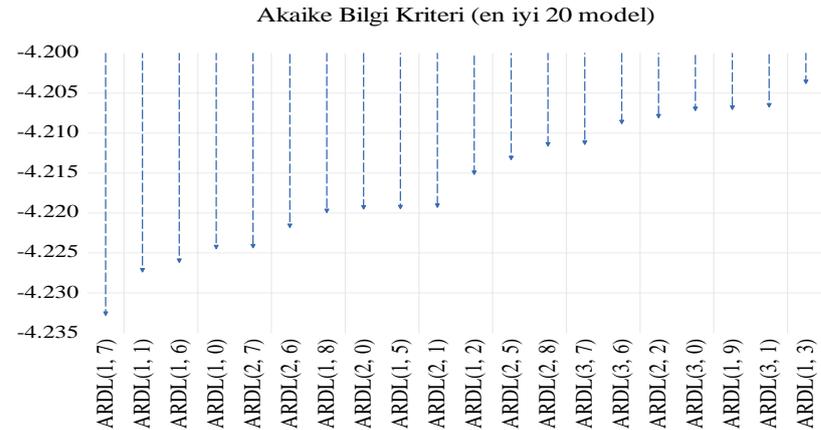
Brezilya REDK ve GEPÜ ilişkisi için en uygun model seçilen ARDL (2,2) bulguları Tablo 4'te verilmiştir. ARDL sınır testi F istatistiği %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde alt sınır kritik değerinin üstünde olduğundan Brezilya REDK ve GEPÜ arasında eş bütünleşme ilişkisi mevcuttur.

Güney Afrika REDK ve GEPÜ ARDL sınır testi optimal gecikme uzunluğu Grafik 4'te verilmiştir. AIC bilgi kriterine göre ARDL (1,7) en uygun modeldir.

Tablo 4. Brezilya REDK ve GEPÜ

Model	F ist.	Olasılık	Kritik Değerler(a)		Kritik Değerler(b)	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
(2,2)	24,95	% 10	3.02	3.51	3.11	3.61
		% 5	3.62	4.16	3.74	4.30
		% 1	4.94	5.58	5.15	5.91

Grafik 4: Çin REDK ve GEPÜ için AIC Kriterine Göre Optimal Gecikme Uzunluğu



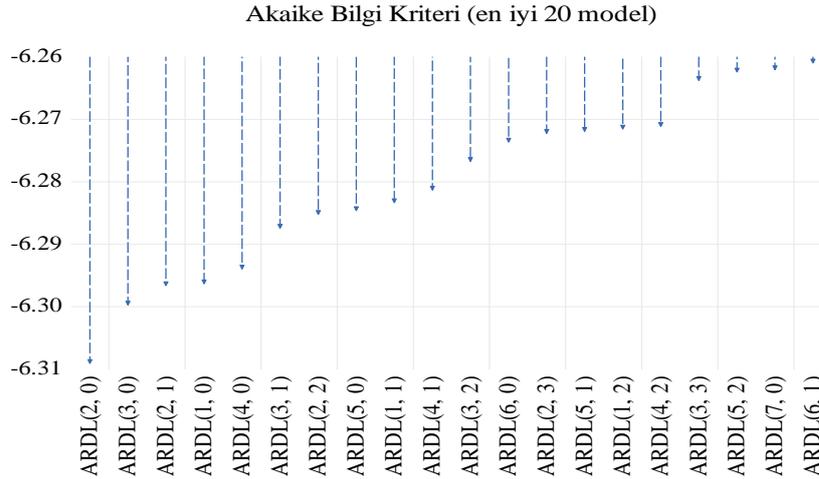
Tablo 5'te Güney Afrika REDK ve GEPÜ ilişkisi için en uygun model seçilen ARDL (1,7) bulguları verilmiştir. ARDL sınır testi F istatistiği %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde alt sınır kritik değerinin üstünde olduğundan Güney Afrika REDK ve GEPÜ arasında eş bütünleşme ilişkisi mevcuttur.

Tablo 5: Güney Afrika REDK ve GEPÜ

Model	F ist.	Kritik Değerler(a)		Kritik Değerler(b)		
		Olasılık	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
(1,7)	36,76	% 10	3.02	3.51	3.11	3.61
		% 5	3.62	4.16	3.74	4.30
		% 1	4.94	5.58	5.15	5.91

Grafik 5'te verilen Çin REDK ve GEPÜ ARDL sınır testi optimal gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre ARDL (2,0) en uygun modeldir.

Grafik 5. Çin REDK ve GEPÜ için AIC Kriterine Göre Optimal Gecikme Uzunluğu



Tablo 6'da Çin REDK ve GEPÜ ilişkisi için en uygun model seçilen ARDL (2,0) bulguları verilmiştir. ARDL sınır testi F istatistiği %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde alt sınır kritik değerinin üstünde olduğundan Çin REDK ve GEPÜ arasında eş bütünleşme ilişkisi mevcuttur.

Tablo 6: Çin REDK ve GEPÜ

Model	F ist.	Kritik Değerler(a)		Kritik Değerler(b)		
		Olasılık	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
(2,0)	22,59	% 10	3.02	3.51	3.11	3.61
		% 5	3.62	4.16	3.74	4.30
		% 1	4.94	5.58	5.15	5.91

Çalışmaya dahil edilen tüm ülkelerin REDK ile GEPÜ arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur. Türkiye REDK ve Çin REDK GEPÜ'nün gecikmesiz verisi ile modellenmektedir. Brezilya GEPÜ'nün 2 gecikmesi ve Güney Afrika 7 gecikme ile modellenmektedir. Bu bulgular göre Türkiye ve Çin REDK üzerinde GEPÜ'ya göre REDK'in kendi gecikmelerinin daha uzun bir süre etkili olduğunu göstermektedir. Güney Afrika'da ise tersi bir durum söz konusudur. Brezilya'da aynı düzeyde gecikme bulunmaktadır. Bu bulgular Grafik 1'de görülen GEPÜ değişim sıklığı ile ilgili tespitlerle ve Tablo 1'de verilen çarpıklık katsayısı bulguları ile uyumaktadır. Bu uzun dönemli ilişkinin daha detaylı analizi için ikinci aşamada Almon (1965) modeline geçilmiştir.

Almon (1965) modeli bulguları ek bölümünde verilmiştir. Akaike bilgi kriterine göre model derecesi 2 ve Türkiye, Çin ve Güney Afrika'da 36, Brezilya'da 27 uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. GEPÜ'nün Türkiye REDK üzerindeki uzun dönem etkisi -0.8 kat, kısa dönem etkisi ise

-0.06 kattır. GEPÜ içinde bulunan ayda %10 artarsa Türkiye REDK kısa dönemde %0.6, uzun dönemde ise %8 azalacaktır. Uzun dönemde duyarlılık daha fazladır.

GEPÜ'nun Brezilya REDK üzerindeki uzun dönem etkisi -0.45 kat, kısa dönem etkisi ise -0.03911 kattır. GEPÜ içinde bulunan ayda %10 artarsa Brezilya REDK kısa dönemde %0.3, uzun dönemde ise %4.5 azalacaktır. Uzun dönemde duyarlılık daha fazladır. Güney Afrika ile ilgili bulgular verilmiştir. GEPÜ'nun Güney Afrika REDK üzerindeki uzun dönem etkisi -0.85 kat, kısa dönem etkisi ise -0.01609 kattır. GEPÜ içinde bulunan ayda %10 artarsa Güney Afrika REDK kısa dönemde %0.1, uzun dönemde ise %0.8 azalacaktır. Uzun dönemde duyarlılık daha fazladır. GEPÜ'nun Çin REDK üzerindeki uzun dönem etkisi 0.04605 kat, kısa dönem etkisi ise 0.00921 kattır. GEPÜ içinde bulunan ayda %10 artarsa Çin REDK kısa dönemde %0.09, uzun dönemde ise %0.4 artacaktır. Uzun dönemde duyarlılık daha fazladır.

Karşılaştırma yapılan gelişmekte olan ülkeler arasında Türkiye REDK GEPÜ'dan hem kısa dönemde hem de uzun dönemde en fazla etkilenen ülkedir. GEPÜ'nun belirleyici faktörleri ABD ve Avrupa'nın mali, düzenleyici ve para politikalarına ilişkin belirsizlikleri içermektedir (Baker vd., 2016). 2008 finansal krizi sonrası yaşanan gelişmeler ekonomi politikası belirsizliğini artırmıştır. Türkiye ile ilgili modelin açıklama düzeyi de etkinin yüksekliğini desteklemektedir. Türkiye'nin kendi iç ekonomi politikası belirsizliklerinin yanı sıra dış etkilerin REDK kuruna etkisi satın alma gücünün olumsuz olarak etkilendiğini göstermektedir. Brezilya ve Güney Afrika'da bu etki nispeten daha azdır. Çin'de ise politik belirsizlik bulguları sonucunda REDK'i pozitif etkiliyor gibi görünse de asıl yorum burada Çin'in edilgen bir yapı değil etken bir yapıda olmasıdır. Bu bulgulara göre GEPÜ'nun kaynaklarından biri de Çin ekonomi politikası belirsizliğidir.

5. Sonuç

Küresel finansal entegrasyon sınır ötesi işlemlerde sermaye akışlarının önemini artırmıştır. Beklenen nakit akışlarının cari varlık fiyatlarını belirlediği göz önüne alındığında, REDK bir ülkenin varlıklarının yabancı rakiplerine göre fiyat rekabetçiliğinin bir ölçüsü olduğu söylenebilir. REDK'na yönelik uzun vadeli kalıcı şoklar, gelecekteki getirilerin yeniden değerlendirilmesine işaret ederken, bir ülkenin varlıklarının uluslararası yatırımcıların portföyündeki paylarının değiştiğini göstermektedir. Kısa vadeli geçici şoklar, yurt içi varlık fiyatlarının aşırı değerlendirilmesi veya az değerlendirilmesi olarak yorumlanabilir. REDK'in istikrarsız olması ticari değerlere zarar vermektedir ve aynı zamanda firmaların borsa performansını düşürmektedir. Küresel ekonomik politik belirsizlik endeksi FED politika faizinin belirlenmesi gibi hem kısa vadeli kaygıları hem de borsaların uzun dönemli getiri tahminleri gibi uzun vadeli kaygıları kapsamaktadır.

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre Türkiye REDK GEPÜ'dan hem kısa dönemde hem de uzun dönemde en fazla etkilenen ülkedir. Brezilya ve Güney Afrika Türkiye'ye göre daha az etkilenmektedir. Çin ekonomi politikası belirsizliği ise küresel ekonomi politikası belirsizliğinin kaynaklarından biridir. Çalışma bulguları Tümtürk (2022)'ün GEPÜ'daki şokların Türkiye için döviz kuru volatilitelerini etkilemesi, Güney (2020)'in ekonomik politika belirsizliğinin Dolar/TL kuru volatilitesi üzerinde uzun dönemli etkiye sahip olduğunu tespit etmesi, Liming vd. (2020) ve Wang vd. (2022)'in Çin döviz kuru getiri ve volatilitesi üzerinde ekonomi politikasındaki belirsizliklerin etkisinin bulunması, Olanipekun vd. (2019)'ün GEPÜ ile Çin ve Brezilya arasında nedensellik ilişkisi tespit etmesi bulguları ile örtüşmektedir. Çalışmadan elde edilen bulgular literatürde kurulan bu ilişkileri destekler nitelikte GEPÜ ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi uzun dönemli duyarlılığın yüksek olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca literatürden farklı olarak Çin ekonomi politikası belirsizliği'nin küresel ekonomi politikası belirsizliğinin kaynaklarından biri olmasının tespit edilmesinin önemli bir katkı olduğu düşünülmektedir. Çalışma bulguları Gürsoy (2021)'un GEPÜ endeksi Dolar/TL kuru ve Euro/TL döviz kurlarını pozitif ve anlamlı olarak etkilediği, Songur ve Sertkaya (2023)'nin Brezilya'da ekonomik politika belirsizliği döviz kurunu pozitif etkilemesi bulguları ile farklılaşmaktadır.

Merkez bankaları para politikası çerçevesinde faiz oranlarını düşürebilir veya artırabilir. Yatırımcılar daha yüksek oranlara sahip ülkelere para akışını artırabilir ve böylece döviz kuru

güçlenebilir. Bunun uluslararası ticaretle olduğu kadar faiz oranları ile de ilişkisi mevcuttur. 2008 finansal krizi sonrası hem FED hem de Avrupa Merkez Bankası'nın uyguladığı faiz politikaları ile ticaret ve kur savaşlarının ve bu olayların oluşturduğu ekonomik politik belirsizliğin gelişmekte olan ülkelerin REDK'leri üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Çalışmanın yapıldığı dönemde gerçekleşen Brexit ve COVID-19 pandemisi gibi olaylarında ekonomik politika belirsizliği üzerinde, dolayısıyla REDK üzerinde etkisi mevcuttur.

Belirsizlik şoklarından en çok etkilenen ülkenin Türkiye olması, kırılğan yapısı nedeniyle gelişmiş ekonomilerdeki dinamiklerden kaynaklanan belirsizlik şoklarına karşı kırılğan olduğunu gösteriyor. Bu kırılğanlığın azaltılmasında dengeli ve sürdürülebilir bir büyüme politikası ile finansal piyasaların derinlik ve genişliğinin artırılması önem taşımaktadır. Türkiye ekonomisinde karar alma birimleri, yatırım kararlarını verirken daha geleceğe yönelik hareket etmekte ve dolayısıyla yatırımlar geleceğe yönelik beklentilerdeki değişimlere daha duyarlı olmaktadır. Politika yapımcıların istikrarsızlık unsurlarına gecikmeden derhal müdahale etmeleri ve müdahalede esnekliği ve çeşitliliği artırmaları gerekiyor. Aksi takdirde jeopolitik konum açısından sorunlu bir bölgede bulunan Türkiye'de yatırımların azalmasına neden olacaktır.

GEPUN'un olumsuz etkilerini ortadan kaldıracak mekanizmalar Merkez Bankaları ve hükümetler tarafından sunulmalıdır. Yatırımcıların güvenli finansal piyasalarda yatırım fırsatlarını yakalayabilmeleri için fon toplama ve fonlama maliyetlerinin uyumlu, politika faizi ile enflasyonun bağlantılı, faiz ve döviz kurlarının dengeli olduğu bir yapı sunulmalıdır. Aksi takdirde finansal piyasalar küresel ekonomik ve politik belirsizliklere sürüklenebilir. Her ne kadar sonuçlar reel döviz kurları açısından ekonomik politika belirsizliğinin önemini ortaya koysa da farklı örneklerle ve başka yöntemlerle farklı bir bakış açısı elde edilebilir. Gelecekteki araştırmaların bir parçası olarak analizimizi bir tahmin uygulamasına genişletmek ilginç olacaktır.

Kaynakça

- Almon, S. (1965). The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33(1), 178-196. <https://doi.org/10.2307/1911894>
- Baker, S. R., Bloom, N., ve Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Balcılar, M., Gupta, R., Kyei, C., ve Wohar, M. E. (2016). Does Economic Policy Uncertainty Predict Exchange Rate Returns and Volatility? Evidence From a Nonparametric Causality-In-Quantiles Test. *Open Economic Review*, 27, 229-250. <https://doi.org/10.1007/s11079-016-9388-x>
- Bartsch, Z. (2019). Economic Policy Uncertainty and Dollar-Pound Exchange Rate Return Volatility. *Journal of International Money and Finance*, 98, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.102067>
- Beckman, J., ve Czudaj, R. (2017). Exchange Rate Expectations and Economic Policy Uncertainty. *European Journal of Political Economy*, 47, 148-162. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.06.003>
- Brogaard, J., Dai, L., Ngo, P.T., & Zhang, B. (2020). *Global political uncertainty and asset prices. The Review of Financial Studies*, 33(4), 1737-1780. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz087>
- Bush, G., ve Noria, G. L. (2021). Uncertainty and Exchange Rate Volatility: Evidence from Mexico. *International Review of Economics and Finance*, 75, 704-722. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.029>
- Chang, H. B., Derindağ, O. F., Hacıevliyagil, N., ve Çanakçı, M. (2022). Exchange Rate Response To Economic Policy Uncertainty: Evidence Beyond Asymmetry. *Humanities and Social Sciences Communications*, 9(358), 1-14. <https://doi.org/10.1057/s41599-022-01372-5>

- Davis, S. J. (2016). An index of global economic policy uncertainty. NBER Working Paper Series, 22740. <https://doi.org/10.3386/w22740>
- Dickey, D., ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(266a), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Gradojevic, N. (2021). Brexit and Foreign Exchange Market Expectations: Could It Have Been Predicted? *Annals of Operations Research*, 297, 167-189. <https://doi.org/10.1007/s10479-020-03582-z>
- Güney, P. Ö. (2020). Ekonomik Politika Belirsizliği ve Döviz Kuru Oynaklığı. *Bankacılar Dergisi*, 114, 3-17.
- Gürsoy, S. (2021). Küresel Ekonomik Politik Belirsizliğin (GEPU) Döviz Kuru, Enflasyon ve Borsa Etkisi: Türkiye'den Kanıtlar. *Journal of Vocational and Social Sciences of Türkiye*, 3(5), 120-131. <https://doi.org/10.46236/jovosst.877608>
- İmre, S. (2021). OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliği: Fourier Testinden Kanıtlar. *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi*, 5(2), 274-289. <https://doi.org/10.29216/ueip.988853>
- Krol, R. (2014). Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate Volatility. *International Finance*, 17(2), 241–255. <https://doi.org/10.1111/infi.12049>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54, 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Liming, C., Ziqing, D. ve Zhihao, H. (2020). Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Volatility of China. *Finance Research Letters*, 32, 1-5. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.014>
- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Olanipekun, I. O., Güngör, H., ve Olasehinde-Williams, G. (2019). Unraveling The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Exchange Market Pressure in BRIC Countries: Evidence from Bootstrap Panel Granger Causality. *SAGE Open*, 9(2), 1-13. <https://doi.org/10.1177/2158244019853903>
- Pesaran, M. H., Yongcheol S. ve Richard S. (2001). Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- Phillips, P. C., ve Perron, P. (1988). Testing For a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Ruan, Q., Zhang, J., ve Lv, D. (2023). Forecasting Exchange Rate Volatility: Is Economic Policy Uncertainty Better? *Applied Economics*, <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2176457>
- Sohag, K., Gainetdinova, A. ve Mariev, O. (2022). The Response of Exchange Rates to Economic Policy Uncertainty: Evidence from Russia. *Borsa Istanbul Review*, 22(3), 534-545. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.07.002>
- Songur, M., ve Sertkaya, B. (2023). Döviz Kuru ile Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi Arasındaki İlişkinin Fourier Yaklaşımı ile Analizi: BRIC Ülkeleri Örneği. *Journal of Academic Opinion*, 3(1), 11-15.

- Stracca, L. (2015). Our Currency, Your Problem? The Global Effects of The Euro Debt Crisis. *European Economic Review*, 74, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.10.009>
- Tümtürk, O. (2022). Global Uncertainty and Exchange Rate Volatility. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, 37, 69-84. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2022.37.1112795>
- Wang, P., Li, Y., ve Wu, S. (2022). Time-Varying Effects of U.S. Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Return and Volatility in China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7), 1807-1820. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1937114>
- Yalçınkaya, Ö. (2019). Küresel Ekonomik, Politik ve Jeopolitik Belirsizliklerin Makroekonomik Etkileri: Türkiye Ekonomisi Üzerine SVAR Analizi. *Journal of Yasar University*, 14(53), 56-73.
- Yang, Y., ve Zhang, J. (2021). Effects Of Monetary Policy on The Exchange Rates: A Time-Varying Analysis. *Finance Research Letters*, 43, 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102114>

Ek 1: Türkiye Almon Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
C	8.376404	0.139114	60.21264	0.0000
PDL01	-0.017671	0.002773	-6.373230	0.0000
PDL02	3.18E-05	0.000163	0.194769	0.8459
PDL03	-3.82E-05	2.42E-05	-1.576412	0.1174
R ²	0.879133			
GEPU Gecikme Dağılımı	i	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği
* .	0	-0.03061	0.00594	-5.14875
* .	1	-0.02924	0.00514	-5.68896
* .	2	-0.02795	0.00440	-6.35855
* .	3	-0.02674	0.00372	-7.19254
* .	4	-0.02560	0.00311	-8.22451
* .	5	-0.02453	0.00259	-9.45989
* .	6	-0.02355	0.00218	-10.8072
* .	7	-0.02264	0.00189	-11.9735
* .	8	-0.02181	0.00175	-12.4940
* .	9	-0.02105	0.00174	-12.1251
* .	10	-0.02037	0.00183	-11.1380
* .	11	-0.01976	0.00198	-9.98424
* .	12	-0.01924	0.00215	-8.93866
* .	13	-0.01878	0.00232	-8.09036
* .	14	-0.01841	0.00247	-7.44108
* .	15	-0.01811	0.00260	-6.96691
* .	16	-0.01789	0.00269	-6.64255
* .	17	-0.01774	0.00275	-6.44866
* .	18	-0.01767	0.00277	-6.37323
* .	19	-0.01768	0.00276	-6.41133
* .	20	-0.01776	0.00271	-6.56477
* .	21	-0.01792	0.00262	-6.84181
* .	22	-0.01816	0.00250	-7.25654
* .	23	-0.01847	0.00236	-7.82639
* .	24	-0.01885	0.00220	-8.56369
* .	25	-0.01932	0.00204	-9.45247
* .	26	-0.01986	0.00191	-10.3978
* .	27	-0.02048	0.00183	-11.1611
* .	28	-0.02117	0.00186	-11.3967
* .	29	-0.02194	0.00201	-10.9212
* .	30	-0.02279	0.00230	-9.92624
* .	31	-0.02371	0.00270	-8.76669
* .	32	-0.02471	0.00322	-7.68194
* .	33	-0.02578	0.00381	-6.75870
* .	34	-0.02693	0.00449	-6.00158
* .	35	-0.02816	0.00523	-5.38711
* .	36	-0.02947	0.00603	-4.88748
	Gecikme Toplamı	-0.81483	0.02698	-30.2000

Ek 2: Brezilya Almon Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
C	6.571681	0.165756	39.64682	0.0000
PDL01	-0.004703	0.004638	-1.013956	0.3124
PDL02	0.000198	0.000369	0.537842	0.5916
PDL03	-0.000176	7.20E-05	-2.438434	0.0160
R ²	0.593088			
GEPÜ Gecikme Dağılımı	i	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği
* .	0	-0.03695	0.00992	-3.72394
* .	1	-0.03237	0.00815	-3.97189
* .	2	-0.02813	0.00656	-4.28844
* .	3	-0.02424	0.00518	-4.67901
* .	4	-0.02071	0.00406	-5.09838
* .	5	-0.01753	0.00328	-5.34829
* .	6	-0.01470	0.00291	-5.05674
* .	7	-0.01221	0.00294	-4.15975
* .	8	-0.01008	0.00322	-3.12726
* .	9	-0.00831	0.00361	-2.30104
* .	10	-0.00688	0.00399	-1.72546
* .	11	-0.00580	0.00430	-1.34941
* .	12	-0.00508	0.00452	-1.12284
* .	13	-0.00470	0.00464	-1.01396
* .	14	-0.00468	0.00464	-1.00772
* .	15	-0.00501	0.00454	-1.10314
* .	16	-0.00569	0.00433	-1.31292
* .	17	-0.00672	0.00404	-1.66491
* .	18	-0.00810	0.00368	-2.20188
* .	19	-0.00983	0.00332	-2.96288
* .	20	-0.01192	0.00306	-3.89760
* .	21	-0.01435	0.00305	-4.71056
* .	22	-0.01714	0.00342	-5.01290
* .	23	-0.02028	0.00419	-4.83847
* .	24	-0.02376	0.00529	-4.48953
* .	25	-0.02760	0.00666	-4.14700
* .	26	-0.03180	0.00823	-3.86152
* .	27	-0.03634	0.01000	-3.63415
	Gecikme Toplamı	-0.45091	0.03211	-14.0416

Ek 3: Güney Afrika Almon Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
C	4.635694	0.099487	46.59621	0.0000
PDL01	0.008976	0.001983	4.526651	0.0000
PDL02	2.25E-05	0.000117	0.192553	0.8476
PDL03	-9.35E-05	1.73E-05	-5.400111	0.0000
R ²	0.222067			
GEPÜ Gecikme Dağılımı	i	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği
* .	0	-0.02172	0.00425	-5.10921
* .	1	-0.01843	0.00368	-5.01292
* .	2	-0.01532	0.00314	-4.87313
* .	3	-0.01240	0.00266	-4.66397
* .	4	-0.00966	0.00223	-4.34203
* .	5	-0.00712	0.00185	-3.83727
* .	6	-0.00476	0.00156	-3.05288
* .	7	-0.00258	0.00135	-1.91123
* .	8	-0.00060	0.00125	-0.47941
* .	9	0.00120	0.00124	0.96705
* .	10	0.00281	0.00131	2.15056
* .	11	0.00424	0.00142	2.99330
* .	12	0.00548	0.00154	3.55776
* .	13	0.00653	0.00166	3.93046
* .	14	0.00739	0.00177	4.17702

Ek 3 (Devamı): Güney Afrika Almon Modeli Sonuçları

GEPU Gecikme Dağılımı	i	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği
. *	15	0.00807	0.00186	4.33954
. *	16	0.00856	0.00193	4.44340
. *	17	0.00886	0.00197	4.50324
. *	18	0.00898	0.00198	4.52665
. *	19	0.00890	0.00197	4.51603
. *	20	0.00865	0.00193	4.46919
. *	21	0.00820	0.00187	4.37885
. *	22	0.00757	0.00179	4.23082
. *	23	0.00675	0.00169	4.00065
. *	24	0.00574	0.00157	3.64851
. *	25	0.00455	0.00146	3.11414
. *	26	0.00317	0.00137	2.32200
. *	27	0.00160	0.00131	1.22303
*	28	-0.00015	0.00133	-0.11241
*	29	-0.00209	0.00144	-1.45497
*	30	-0.00422	0.00164	-2.56957
*	31	-0.00653	0.00193	-3.37810
*	32	-0.00904	0.00230	-3.92823
*	33	-0.01172	0.00273	-4.29769
*	34	-0.01460	0.00321	-4.54923
*	35	-0.01766	0.00374	-4.72475
*	36	-0.02091	0.00431	-4.85064
	Gecikme Toplamı	-0.06226	0.01930	-3.22692

Ek 4: Çin Almon Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
C	4.681741	0.060403	77.50854	0.0000
PDL01	-0.000185	0.001204	-0.153907	0.8779
PDL02	0.000130	7.08E-05	1.831708	0.0693
PDL03	7.06E-06	1.05E-05	0.671403	0.5032
R ²	0.050952			

GEPU Gecikme Dağılımı	i	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği
*	0	-0.00023	0.00258	-0.09012
*	1	-0.00035	0.00223	-0.15682
*	2	-0.00045	0.00191	-0.23747
*	3	-0.00054	0.00161	-0.33604
*	4	-0.00062	0.00135	-0.45685
*	5	-0.00068	0.00113	-0.60230
*	6	-0.00073	0.00095	-0.76633
*	7	-0.00076	0.00082	-0.92293
*	8	-0.00078	0.00076	-1.02432
*	9	-0.00078	0.00075	-1.03569
*	10	-0.00077	0.00079	-0.97097
*	11	-0.00075	0.00086	-0.86930
*	12	-0.00071	0.00093	-0.75904
*	13	-0.00066	0.00101	-0.65191
*	14	-0.00059	0.00107	-0.55023
*	15	-0.00051	0.00113	-0.45256
*	16	-0.00042	0.00117	-0.35613
*	17	-0.00031	0.00119	-0.25776
*	18	-0.00019	0.00120	-0.15391
*	19	-4.9E-05	0.00120	-0.04056
*	20	0.00010	0.00117	0.08707
*	21	0.00027	0.00114	0.23500
*	22	0.00045	0.00109	0.41086
*	23	0.00064	0.00102	0.62422
*	24	0.00085	0.00096	0.88582
*	25	0.00107	0.00089	1.20377
*	26	0.00130	0.00083	1.57212

Ek 4 (Devamı): Çin Almon Modeli Sonuçları

GEPU Gecikme Dağılımı	i	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği
. *	27	0.00155	0.00080	1.95008
. *	28	0.00182	0.00081	2.25305
. *	29	0.00210	0.00087	2.40189
. *	30	0.00239	0.00100	2.39497
. *	31	0.00269	0.00117	2.29360
. *	32	0.00301	0.00140	2.15787
. *	33	0.00335	0.00166	2.02123
. *	34	0.00370	0.00195	1.89692
. *	35	0.00406	0.00227	1.78821
. *	36	0.00444	0.00262	1.69447
	Gecikme Toplamı	0.02291	0.01172	1.95599

SHORT AND LONG-TERM RELATIONSHIPS BETWEEN GLOBAL ECONOMIC POLICY UNCERTAINTIES AND REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATES

Extended Abstract

Aim: The aim of this study is to investigate the relationship between the Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPUI) and real effective exchange rates (REER) in developing countries. Various sources of global economic policy uncertainty emerged after the 2008 Financial Crisis, including events such as the 2011 European debt crisis, the monetary policies of the American Federal Reserve (FED), Brexit, China-USA trade wars, and the COVID-19 pandemic. These events significantly impact economic policies and foreign exchange markets.

Method(s): I employ two models: the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds test model and the Almon model. The study covers the period from January 2010 to November 2023 and focuses on Türkiye, Brazil, China, and South Africa. In the initial stage, I apply the ARDL bounds test model, which reveals the relationship between integrated variables of different degrees. The Almon model, a general econometric model for distributed lag analysis, helps identify the pass-through effect and its duration.

Findings: The ARDL model results indicate a long-term relationship between GEPUI and REER across all countries. The Almon model findings reveal that the REER of Turkey, Brazil, and South Africa is negatively affected by GEPUI in both the short and long term, with Turkey being the most affected. Although the negative effect of GEPUI diminishes over time in Türkiye and Brazil, it does not disappear completely. Greater uncertainty regarding future consumption directly impacts the exchange rate in Türkiye, potentially affecting business profitability and investment decisions. In China, the negative effect gradually disappears due to structural shocks, international tensions, and disruptions caused by COVID-19. South Africa experiences a shift from negative to positive in the medium term but reverts to negative in the long term. Despite maintaining a strategic partnership with the United States, South Africa faces revenue-sharing pressures from the colonial period and the G-7 countries. Brazil has seen increased foreign direct investment from China, and shocks originating from China also influence Brazil's economy.

Conclusion: The Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPUI) encompasses both short-term concerns, such as the determination of the Federal Reserve (FED) policy rate, and long-term considerations, including long-term return forecasts for stock markets. Study findings indicate that the Real Effective Exchange Rate (REER) of Türkiye, Brazil, and South Africa is negatively impacted by GEPUI in both the short and long run. Among these countries, Türkiye experiences the most significant effects.

Meanwhile, China stands out as a major source of global economic policy uncertainty. To mitigate the adverse effects of GEPUI, Central Banks and governments should implement mechanisms. These might include creating a structure that aligns fund collection, funding costs, policy interest rates, inflation, and exchange rates. Such alignment would enable investors to capitalize on safe financial market opportunities. Without these measures, financial markets remain susceptible to global economic and political uncertainties.

Türkiye, due to its fragile structure, is particularly vulnerable to uncertainty shocks arising from dynamics in developed economies. To address this, a balanced and sustainable growth policy, along with increased depth and breadth of financial markets, is crucial. Decision-making units in the Turkish economy tend to be future-oriented when making investment decisions, making investments more sensitive to changes in future expectations.
