


Üretici ve Tüketici Fiyatlarında Kur Geçişkenliği Etkisi: Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika

Effect of Exchange Rate Pass-through on Producer and Consumer Prices: Türkiye, Brazil, and South Africa

Ahmet Ekrem Kaya¹ 

ÖZ

Makroekonomik istikrarsızlığın göstergelerinden olan enflasyonun en önemli belirleyicileri arasında döviz kuru da yer almaktadır. Döviz kurunun yurt içi fiyatlara aktarımı maliyet, beklentiler ve endeksleme kanalları üzerinden gerçekleşir. Bu kapsamda döviz kuru hem tüketici fiyatlarını hem de üretici fiyatlarını etkilemektedir. Kur üzerinde baskı oluşturabilecek zayıf uluslararası rezervler, kısa vadeli dış borç stoğu ve cari açık sorunları açısından trend benzerliği gösteren ülkelerin kur geçişkenliği açısından birbirlerine ne kadar benzediği bu çalışmanın araştırma sorusunu oluşturmaktadır. Çalışmada, döviz kurunun yükselmesine neden olacak göstergelerin benzeşiyor olmasının kur geçişkenliği açısından da benzerlik oluşturup oluşturmadığının incelenmesi amaçlanmaktadır. Böylece güçlü bir enflasyon dinamiği olan kur geçişkenliği karşılaştırmalı olarak değerlendirilebilecektir. Gecikmesi dağıtılmış otoregresif model yöntemiyle 1995Ç1:2020Ç1 dönemi için yürütülen analiz sonuçları Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika'nın güçlü kur geçişkenliğine sahip olduğunu göstermektedir. Döviz kurundaki artış üç ülke içerisinde uzun dönemde en fazla Brezilya'da görece en az Türkiye'de fiyatların yükselmesine neden olmaktadır. Sonuçlar güçlü kur geçişkenliği açısından ülkelerin benzeştiğini, kur geçişkenliğinin düzeyi açısından ise farklılaştıklarını göstermektedir. Döviz kurundan Tüketici Fiyat Endeksi'ne üç ülkede de Granger nedenselliği tespit edilmektedir. Tüketici Fiyat Endeksi'nden döviz kuruna nedensellik ise sadece Türkiye ve Brezilya'da görülmektedir. Döviz kurundan Üretici Fiyat Endeksi'ne Granger nedensellik yalnızca Türkiye ve Brezilya için söz konusu iken Üretici Fiyat Endeksi'nden döviz kuruna nedensellik sadece Güney Afrika için tespit edilebilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Kur geçişkenliği, enflasyon, ARDL, Toda-Yamamoto, Granger

Jel Sınıflaması: C22, E31, F31

¹Dr. Öğr. Üye., İstanbul Sabahattin Zaim Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, İktisat, İstanbul, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Ahmet Ekrem Kaya

E-mail / E-posta : ekrem.kaya@izu.edu.tr

Başvuru / Submitted : 22.06.2023

**Revizyon Talebi /
Revision Requested** : 10.09.2023

**Son Revizyon /
Last Revision Received** : 19.09.2023

Kabul / Accepted : 31.10.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

ABSTRACT

The exchange rate is one of the prominent determinants of inflation, among the macroeconomic instability indicators. It is transmitted to domestic prices via cost, expectation, and indexation channels. As such, the exchange rate affects both consumer prices and producer prices. Several countries show trend similarity in terms of weak international reserves, short-term external debt stock, and current account deficit problems that may put pressure on the exchange rate. The aim of the study is to examine whether the affinity of the indicators that will cause the exchange rate to increase creates a similarity regarding exchange rate pass-through. Thus, exchange rate pass-through, which is a strong inflation dynamic, can be evaluated comparatively. Analysis results for 1995Q1:2020Q1 using the Autoregressive Distributed Lag method show that Turkey, Brazil, and South Africa have strong exchange rate pass-through. The increase in the exchange rate causes prices to increase in the long run, with the highest increase in Brazil and the relatively least in Turkey, among the three countries. The results show that countries are similar regarding strong exchange rate pass-through but differ concerning the level of exchange rate pass-through. Granger causality is determined from the exchange rate to the Consumer Price Index in all three countries. Causality from the Consumer Price Index to the exchange rate is only seen in Türkiye and Brazil. While Granger causality from the exchange rate to the Producer Price Index is only valid for Turkey and Brazil, causality from the Producer Price Index to the exchange rate can only be determined for South Africa.

Keywords: Exchange rate pass-through, inflation, ARDL, Toda-Yamamoto, Granger

Jel Code: C22, E31, F31

EXTENDED ABSTRACT

Price stability is one of the most important components of macroeconomic stability. Exchange rate volatility is also one of the factors that cause the deterioration of a country's price stability. Increasing exchange rates will inevitably increase the cost of raw materials, intermediate goods, and capital goods. Because of the deterioration of future inflation expectations and inflation inertia issues, economic agents will be forced to accept the exchange rate as an anchor. Thus, exchange rate movements affect domestic prices through cost, expectations, and indexing behavior channels.

Low international reserve level, short-term external debt stock, and current account deficit problems are the main causes of the national currency's depreciation. This situation, which means an increase in the exchange rate, increases the production costs indexed to foreign currency and prices of imported final consumption products (i.e., inflation). Consequently, movements in the exchange rate are transferred to domestic prices.

This study aims to examine the exchange rate pass-through degrees of Turkey, Brazil, and South Africa, which show similar trends in weak international reserves, short-term external debt stock, and current account deficit problems. In other words, the study explores whether the similarity of the indicators that will pressure the exchange rate causes the exchange rate pass-through level in these countries to be similar.

Previous studies have focused on the effect of inflation environment, exchange rate volatility, and macroeconomic conditions on exchange rate pass-through. For example, Taylor's (2000) conclusion that low inflation environment reduces exchange rate pass-through is supported by the findings of Albuquerque and Portugal (2005), Edwards (2006), Silva and Vernengo (2008), and Junior (2010) for Brazil. Moreover, Oladipo (2017) showed that, in addition to inflation and the output gap, inflation targeting has a significant explanatory effect on the South African exchange rate. The finding that the inflation environment reduces the exchange rate pass-through is in line with the results of Kara et al. (2005) for Turkey.

Modenesi et al. (2017) argued that exchange rate pass-through has an asymmetric effect on CPI in Brazil. Meanwhile, Camara and Feijo (2017) asserted that more than 60% of industry inflation is due to changes in exchange rates. The studies conducted for South Africa reveal an asymmetric exchange rate pass-through, lower CPI pass-through than the PPI, and higher exchange rate pass-through than the oil price pass-through (Karoro et al., 2009; Ocran, 2010; Akdeniz et al., 2022). Miyajima (2019) argued that high exchange rate volatility increases core inflation, whereas Kabundi and Mlachila (2019) claimed that improving monetary policy credibility reduces exchange rate pass-through. High dollarization trends, insufficient industry competition, inflation inertia, and exchange rate anchoring are cited as reasons for exchange rate pass-through in Turkey (Leigh and Rossi, 2002). In Turkey, a strong pass-through from the exchange rate to consumer and producer prices is detected. It is concluded that the pass-through level has decreased with the adoption of the free-floating exchange rate regime and the implementation of the inflation targeting regime (Kara et al., 2007; Kara and Ögünç, 2008; Damar, 2010; Yüncüler, 2011; Çatık and Güçlü, 2012; Tümtürk, 2017).

The ARDL method is used in this study to analyze the pass-through effect from the exchange rate to domestic prices revealed by the literature for 1995Q1:2020Q1. Pesaran et al. (2001) developed an approach that allows us to investigate the cointegration relationship of series that become stationary at different levels. Furthermore, the long-term relationship between the exchange rate and the CPI & PPI indices can be analyzed. The change in CPI and PPI caused

by the exchange rate movement is analyzed by establishing two separate models for each country. In addition, the Toda and Yamamoto (1995) causality test is used to examine the bidirectional Granger causality relationship between the exchange rate and the CPI and PPI indices.

The results of Turkey, Brazil, and South Africa show a cointegration relationship between the exchange rate and the CPI and PPI indices. When the long-term effects are examined, the pass-through from exchange rate to CPI and PPI is highest in Brazil, South Africa, and Turkey, respectively. Although the proximity of the parameters that may cause the exchange rate to rise indicates a similarity concerning strong exchange rate pass-through in these countries, a differentiation exists between countries concerning the degree of pass-through.

The test results of Toda and Yamamoto (1995) show a Granger causality from exchange rate to CPI in three countries and to PPI only in Türkiye and Brazil. However, Granger causality is determined from the CPI to the exchange rate in Turkey and Brazil, and from the PPI to the exchange rate in South Africa. Based on these findings, we can argue that the literature findings on the effect of inflation environment on exchange rate pass-through overlap with the findings for Turkey, Brazil, and South Africa.

1. Giriş

Makroekonomik performansın temel göstergelerinden olan enflasyon yurtiçi fiyatlar düzeyindeki kalıcı ve sürekli artışı ifade eder. Ulusal ve uluslararası yatırımları, tüketimi, beklentileri ve fiyatlama davranışını bozarak, makroekonomik görünümün diğer iki temel göstergesi olan işsizlik ve büyüme rakamları üzerinde olumsuz bir etkiye neden olabilmektedir. Buradan hareketle makroekonomik istikrarın sürdürülmesinde fiyat istikrarı oldukça önemli bir yere sahiptir.

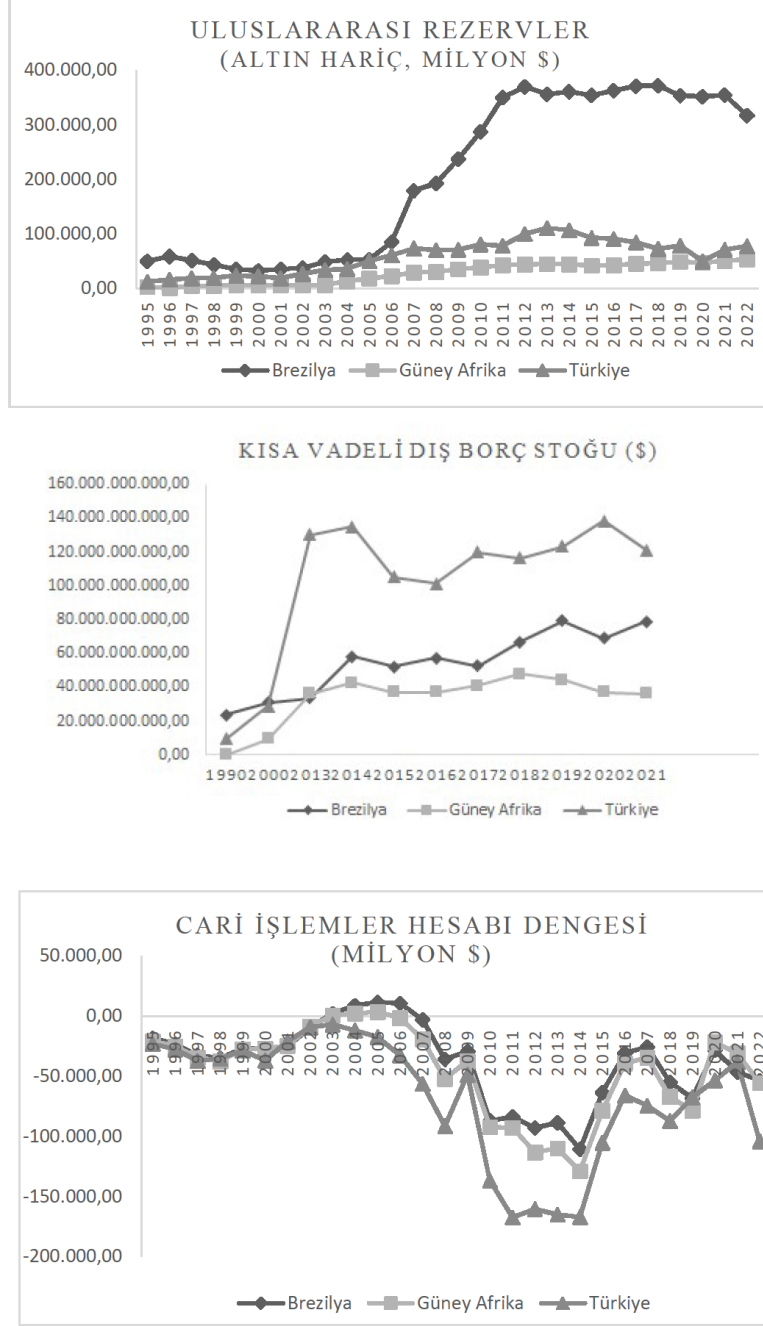
Üretici ve tüketici fiyatlarında enflasyon oluşumuna neden olacak şekilde fiyat artışı yaşanmasına yol açan unsurlardan biri döviz kurudur. Kur geçişkenliği olarak kavramsallaştırılan bu olgu makro ve mikroekonomik temellere sahiptir. Makroekonomik perspektif ile açıklanan kur geçişkenliği unsurlarından biri *çıktı açığıdır* ve bir ülkenin potansiyel üretimi ile fiili üretimi arasındaki fark anlamına gelir. Bu farkın doğuracağı talep artışı fiyatlar üzerinde baskı oluşturacaktır. Böylece oluşacak olan *enflasyon ortamı* maliyetlerdeki artışın fiyatlara aktarımı olasılığını artırarak kur geçişkenliğinin enflasyon üzerinde daha yoğun bir etki doğurmasına neden olur. Maliyetlerdeki artışın kalıcılık düzeyi kur geçişkenliğinin boyutuna etki etmektedir. Kur artışı geçici olduğunda bunun fiyatlara yansımaları kısmi olurken, kurdaki önemli artışlar fiyat geçişkenliğinin de yüksek olmasıyla sonuçlanır. Ülkenin *dışa açıklık derecesi* de fiyatların kurdaki değişime gösterdiği hassasiyet açısından kur geçişkenliğinin makroekonomik unsurları arasında yer almaktadır. Kur geçişkenliğinin bir diğer nedeni *döviz kuru uyumsuzluğudur*. Ekonomik birimlerin kurun aşırı değerli olması durumunda bir devalüasyon beklentisine sahip olmalarından dolayı nispi fiyatları düzenlemeleri ile ortaya çıkar. Son olarak *döviz kuru oynaklığı* kur geçişkenliğine yol açan unsurlar arasında yer alır. Menü maliyetlerinin neden olacağı fiyat katılığına rağmen; fiyat değişimlerinin sağlayacağı kazanç menü maliyetlerinin üstünde olduğu sürece kur oynaklığı daha sık fiyat değişimleri sonucunu doğurur. Kur geçişkenliğinin mikro ekonomik yönü ise firmaların piyasa gücüne ve ekonomik birimlerin talebinin fiyat esnekliğine bağlıdır. Her iki unsur da kurdan doğan maliyet artışlarının tüketicilere yansıtılma düzeyini belirleyen temellerdir (de Souza vd., 2013).

Döviz kurundaki değişimin yurtiçi fiyatları aktarımı doğrudan ve dolaylı kanalları ile gerçekleşir. Ara ve sermaye mali fiyatlarının kurdaki artış nedeniyle yükselmesi maliyetlerde bir artışa neden olarak enflasyonist bir etki doğurmaktadır. İthal nihai mallar da kur artışı nedeniyle yurtiçi fiyatların yükselmesine sebebiyet verir. Diğer taraftan ekonomik birimler döviz kurundaki artışı bir çıpa olarak benimseyip kurdaki değişimle paralel bir fiyatlama yaklaşımı sergileyerek endeksleme davranışının ortaya çıkmasına neden olurlar (Berument, 2002; Kara vd., 2007; Kara & Ögünç, 2008). Kurdaki artışın ihracatı artırması ve ithalatın daha pahalı hale gelmesi nedeniyle yurtiçi ekonomik birimlerin ithal ikame ürünlere yönelmesi toplam talep üzerinde bir etki oluşturarak yurtiçi fiyatların dolaylı olarak da yükselmesine neden olmaktadır (Berument, 2002; McFarlane, 2002; Damar, 2010).

Zayıf uluslararası rezervler, kısa vadeli dış borç stoku ve cari açık kurun yükselmesine dayanak oluşturan temel göstergelerdendir. Bu parametrelerin seyri açısından Türkiye ile -düzey değerleri itibarıyla olmasa bile- trend benzerliği gösteren Brezilya ve Güney Afrika'nın¹ (Grafik-1) kur geçişkenliği bağlamında birbirlerine ne kadar benzediği çalışmanın araştırma sorusunu oluşturmaktadır. Burada temel motivasyon bir enflasyon dinamiği olarak kur geçişkenliğinin karşılaştırmalı olarak ele alınmasıdır. Kur üzerinde yukarı yönlü baskıya yol açabilecek göstergelerin benzeşiyor olması kur geçişkenliği üzerinde de bir benzerlik oluşturur mu sorusunu ortaya koymaktadır. Böylece yurtiçi enflasyonun oluşumunda döviz kurunun söz konusu ülkelerde benzeyen bir etkisinin olup olmadığı sonucu

¹ Rusya ve Çin'in uluslararası rezervler ve cari açık pozisyonları bu ülkelerden ayrıştığı için çalışma kapsamı BRICS ülkeleri olarak genişletilmemiştir.

değerlendirilebilecektir. Söz konusu üç ülke yaklaşık aynı dönemlerde enflasyon hedeflemesi rejimini benimsemiş olsa da Eichengreen (2002) gelişmekte olan ülkelerin bu konuda üç temel handikap barındırdığını ileri sürmektedir: 1) Gelişmiş ülkelere göre daha yüksek kur geçişkenliğine sahip olmaları 2) yükümlülük dolarizasyonu 3) politika yapıcıların kredibilite sorunu.



Şekil 1. Uluslararası Rezervler, Kısa Vadeli Dış Borç Stoğu ve Cari Açık

Gelişmekte olan ülkelerin kur rejimini seçerken veya kur düzeyini yönetirken temel motivasyonları fiyat istikrarını sağlamaktır. Enflasyon hedeflerine ulaşılabilmesi veya enflasyon tahminlerinde hata payının düşük olması kur geçişkenliğinin derecesiyle ilgilidir. Yüksek kur geçişkenliğine sahip ülkeler dış şoklara daha açık hale geleceğinden bunun yurt içi fiyatlara yansımaları daha şiddetli olur (Fraga vd., 2003; Goldfajn ve Werlang, 2000). Bu kapsamda Calvo ve Reinhart (2000) tarafından ortaya konan kur geçişkenliğinin gelişmiş ülkelere düşük, gelişmekte olan ülkelere yüksek olduğuna dönük sonuçlar gelişmekte olan ülkeler kategorisine giren Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika'nın birbirlerine ne kadar benzediği karşılaştırmalı olarak incelenerek daha ileri taşınacaktır.

Kur geçişkenliği çalışmaları para politikası müdahalesinin zamanlamasına ilişkin ipucu sunması nedeniyle önem arz eder. Çünkü kur geçişkenliğinin hızı ve düzeyi enflasyon tahminleri ve enflasyon şokları karşısında para politikasının tasarlanması açısından belirleyicidir (Maduku ve Kaseeram, 2018). Analize konu olan ülkelerin, kur geçişkenliğinde azaltıcı bir etkiye sahip olduğu ileri sürülen enflasyon hedeflemesi rejimi ve serbest dalgalı kur rejimlerine yaklaşık dönemlerde geçmeleri de kur geçişkenliğinin mukayeseli olarak incelenebilmesi için gerekli yapısal benzerliği sağlamış olmaktadır. Böylece çalışma, kur üzerinde baskı oluşturabilecek trend benzerliği gösteren temel üç göstergenin ülkeler arasında birbirine yakınsayan bir kur geçişkenliğine yol açıp açmadığını incelemeyi amaçlamaktadır. Yüksek enflasyon grafiğine sahip olmaları açısından bu ülkelerde kur geçişkenliğinin benzeyen veya ayrışan düzeyi döviz kuru haricindeki (enerji ithalatı, çıktı açığı, marjinal ithalat eğilimi, beklentilerin bozulması, endeksleme davranışının benimsenmesi, piyasaların rekabetçiliğe açık olması gibi) ülkeye özgü enflasyon dinamiklerini önemli hale getirecektir. Bu doğrultuda çalışmanın literatüre katkısı güçlü bir enflasyon dinamiği olan döviz kurunun Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika'da ne düzeyde bir enflasyonist etki doğurduğunu karşılaştırmalı olarak ortaya koymaktır.

Çalışmanın izleyen bölümünde literatür özetine yer verilmektedir. Üçüncü bölümde yöntem ve veri setine ilişkin açıklamalar yer almaktadır. Dördüncü bölümde ampirik sonuçlar açıklanmakta ve beşinci bölümde sonuç yer almaktadır.

2. Literatür

Kur geçişkenliği literatüründe öne çıkan temel bulgular enflasyon ortamının, kur oynaklığının ve makroekonomik koşulların kur geçişkenliği üzerinde etkisinin olduğunu göstermektedir. Ampirik bulguların birbirinden farklılaşan yönü ise kullanılan yöntem, veri periyodu, verinin ayrıştırılmış veya bütünlük olması, ürünlerin veya sektörlerin karakteristik özellikleri ve ülkeye özgü koşullardan kaynaklanmaktadır (Simo-Kengne vd., 2022).

Düşük enflasyon ortamının kur geçişkenliğini azalttığına yönelik geleneksel sonuç (Taylor, 2000) çok sayıda gelişmekte olan ülke için doğrulanmaktadır. Örneğin Brezilya için da Silva ve Vernengo (2008) yüksek enflasyon döneminde yüksek seyreden kur geçişkenliğinin Real Plan'ın sağladığı istikrarla 0,20 düzeyine kadar düştüğünü göstermektedir. Benzer bir şekilde Junior (2010) Brezilya'da enflasyonun belli bir eşik değeri geçmesiyle kurdaki %10'luk değer kaybının uzun dönemde %4'lük bir enflasyona yol açacağı, enflasyonun eşik değerinin altında kalması durumunda ise kur geçişkenliğinin %0,8 olarak gerçekleşeceği sonucuna ulaşmaktadır.

Enflasyonla mücadelede en önemli unsurlardan biri enflasyon beklentisinin yönetilmesidir. Fiyat yükselişini yavaşlatmanın yolu gelecek dönem enflasyon tahminlerini iyileştirebilmeye dayanmaktadır. Ampirik bulgular da bu olguyu destekler niteliktedir. Edwards'ın (2006) sonuçları enflasyon hedeflemesi rejimi uygulayan ülkelerde döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçişkenliğin azaldığını göstermektedir. Albuquerque ve Portugal'ın (2005) sonuçları da enflasyon ortamının kur geçişkenliğini etkilediğine işaret etmektedir. Ayrıca ekonomik birimler tarafından algılanan kur rejiminin de tüketici fiyatları üzerinde kur geçişkenliği etkisi bulunmaktadır. *Real Plan*'ın uygulanması ve serbest dalgalı kur rejimine geçilmesi kur geçişkenliğini azaltan unsurlar olarak tespit edilmektedir.

Enflasyon ortamının kur geçişkenliğine yol açmadığı sonucuna ulaşan çalışmalar da vardır. de Souza vd., (2013) ekonomik büyümenin ve enflasyon beklentisinin kur geçişkenliğinde önemli hususlar olduğunu; ancak enflasyon ortamının kur geçişkenliğine yol açmadığı sonucuna ulaşmaktadır. Ekonometrik bulguların işaret ettiği güçlü kur geçişkenliği; kur oynaklığı, ticaret akımları ve para politikası ile açıklanmaktadır. Ayrıca kısa ve uzun dönem kur geçişkenliğinin azalma trendinde olduğu tespit edilmektedir.

Modenesi vd. (2017) Brezilya'da kur geçişkenliğinin TÜFE üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Brezilya Real'inin değer kaybı %16 oranında bir enflasyona yol açarken, ulusal paranın değer kazanması yalnızca %5.8 oranında bir geçişkenliğe neden olmaktadır. Camara ve Feijo (2017) sanayide oluşan enflasyonun %60'dan fazlasının döviz kurundaki değişimden kaynaklandığını ileri sürmektedir. Markov rejim değişim yaklaşımı ile Brezilya ekonomisinde kur geçişkenliği analizi yapan Marodin ve Portugal (2018) 'normal' ve 'kriz' olmak üzere iki ayrı rejim tespit etmektedir. 'Normal' dönemlerde geçişkenlik sıfıra yakın düzeyde iken (0,00057) 'kriz' rejiminde aynı düzeydeki kur şokunun etkisi % 0,1035 olarak tespit edilmektedir.

Kur oynaklığının ve enflasyon ortamının kur geçişkenliği üzerinde yol açtığı etkiler açısından Güney Afrika üzerine yürütülen çalışmalarda da Brezilya'ya benzer sonuçlara ulaşılmaktadır. Miyajima (2019) yüksek döviz kuru oynaklığının çekirdek enflasyonu artırmaya neden olduğunu ama Güney Afrika'da bunun sınırlı ölçüde kaldığını ortaya koymaktadır. Çalışmada çıktı açığının enflasyonun önemli belirleyicilerinden olduğu ileri sürülmektedir. Enflasyon hedeflemesinin gelecek dönem fiyat beklentileri üzerinde oluşturacağı olumlu etki fiyatlar genel düzeyinde bir gerilemeye yol açacağı gibi çıktı açığına da etki eder. Oladipo'nun (2017) sonuçları bu yaklaşımı destekler mahiyettedir. Enflasyon hedeflemesinin; enflasyonun seyri, çıktı açığı ve döviz kuru üzerinde anlamlı bir açıklayıcılığa sahip olduğu ileri sürülmektedir. Kabundi ve Mlachila (2019) son yirmi yılda kur geçişkenliğinde yaşanan azalmayı

para politikasının kredibilitesine dayandırmaktadır. Zira enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulanması beklentilerin iyileşmesini sağlayarak kur geçişkenliğinin azalması gibi bir sonuç doğurmaktadır.

Kabundi ve Mbelu (2018) Güney Afrika'da kur geçişkenliğinin birinci aşamasının tamamlandığı ancak ikinci aşamasının bitmediğini göstermektedir². Ekonominin ivme kazandığı dönemde geçişkenliğin yüksek, yavaşlama dönemlerinde ise küçük olması açısından kur geçişkenliğinin asimetrik sonucuna işaret etmektedir. Birinci aşama kur geçişkenliğinin küresel finansal krizden sonra, ikinci aşama kur geçişkenliğinin enflasyon hedeflemesinden sonra azaldığı da çalışmanın bulguları arasındadır.

Güney Afrika'da kur geçişkenliğini farklılaştıran diğer unsurlar ulusal paranın değer değişimi, ithalata konu olan malın türü/sektörü ve ithalatın hangi ülkeden yapıldığı gibi hususlardır. Karoro vd.'nin (2009) elde ettiği sonuçlar kur geçişkenliğinin yüksek olduğuna, ulusal paranın değer kaybettiği dönemdeki kur geçişkenliğinin değer kazandığı dönemdekinden daha yüksek olduğuna işaret etmektedir. Ocran (2010) ise TÜFE'ye geçişkenliğin (%13) ÜFE'nin (%20) altında kaldığını göstermektedir. Güney Afrika'da hizmetlere kur geçişkenliğinin nihai tüketim mallarından daha fazla olduğu tespit edilmektedir. İthalatın gerçekleştiği ülkeye bağlı olarak üzere ithalat kur geçişkenliği ise %60'lar düzeyindedir (Parsley, 2012). Maduku ve Kaseeram (2018) döviz kuru şokundan sonra üretici fiyatlarının %22 oranında artış kaydettiğini, ulusal paradaki değer kaybının fiyatlar üzerinde baskı oluşturarak ülkenin enflasyon ortalamasını olumsuz etkilediğini göstermektedir.

Güney Afrika verisiyle yürütülen analizde kur geçişkenliğinin petrol fiyatları geçişkenliğinden daha güçlü bir etkiye sahip olduğu tespit edilmektedir. Döviz kurundaki ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar ithalat fiyatlarını ilki daha fazla olmak üzere anlamlı bir şekilde etkilemektedir. Döviz kurundaki ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmaları tetikleyen yerel ve küresel hususların kur geçişkenliği derecesi ile bir ilişkisi bulunmaktadır (Akdeniz vd., 2022). Ayrıca ithalatta hangi para biriminin kullanılacağı ve sanayi sektörünün de döviz kuru geçişkenliğinin üretici fiyatlarına yansımada etkili olduğu görülmektedir (Simo-Kengne, 2022).

Analize konu olan ülkelerden biri olan Türkiye tasarruf yetersizliği ve kronik cari açık sorunu nedeniyle dış şoklara açık ülkeler arasında yer almaktadır. Bunun düzeyi ise kur geçişkenliğinin derecesine ilişkin referans teşkil etmektedir. Leigh ve Rossi (2002) tarafından yürütülen çalışmada Türkiye'de dolarizasyonun yüksek olması, saniyede rekabetin yetersiz olması, enflasyon ataleti ve döviz kurunun bir çıpa olarak alınması nedeniyle kur geçişkenliğinin diğer gelişmekte olan ülkelere göre daha yüksek olduğu ileri sürülmektedir.

Enflasyon ortamının kur geçişkenliğini azalttığı bulgusu Türkiye için Kara vd.'nin (2005) sonuçları ile desteklenmektedir. Yüksek enflasyonun düşürülmesi politikası ve serbest dalgalı kur rejimi uygulaması neticesinde kur geçişkenliğinin %68'den %15'e düştüğü tespit edilmektedir. Türkiye için benzer sonuçlara işaret eden çok sayıda çalışma bulunmaktadır (Kara vd., 2007; Kara ve Ögünç, 2008; Damar, 2010; Yüncüler, 2011; Çatık ve Güçlü, 2012). Tüm Türk (2017) de önceki bulgularla uyumlu bir şekilde enflasyon hedeflemesi rejimine geçilmesiyle kur geçişkenliğinin %64'ten %28'e gerilediğini tespit etmektedir. Özetle Türkiye'de döviz kurundan tüketici ve üretici fiyatlarına güçlü bir geçişkenlik tespit edilmekte, serbest dalgalı kur rejiminin benimsenmesi ve enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulanmasıyla geçişkenlik düzeyinin azaldığı sonucuna ulaşılmaktadır.

3. Metodoloji

ARDL yaklaşımı kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli seviye ilişkisi incelenebilmektedir. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen bu yöntem seriler I(0) ve I(1) gibi farklı derecelerde durağan hale gelse bile eşbütünleşme testine imkân vermektedir. ARDL analizinin ilk adımını birim kök testlerinin uygulanması oluşturmaktadır. Sonuçların seviye veya birinci farklarda durağan olduğu tespit edilebilirse eşbütünleşme testi yapılmaktadır. F istatistik sonuçları Pesaran vd. (2001)'de yer alan I(1) düzeyindeki kritik değerden büyükse "eşbütünleşme yoktur" sıfır hipotezi reddedilmektedir. Sonuçların I(0) düzeyindeki kritik değerden küçük olması durumunda ise eşbütünleşme ilişkisinden söz edilememektedir. Bu doğrultuda çalışmaya konu olan değişkenler açısından ARDL modeli şu şekilde kurulmaktadır:

$$\Delta T\ddot{U}FE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \Delta T\ddot{U}FE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_2 \Delta DK_{t-i} + \alpha_3 T\ddot{U}FE_{t-1} + \alpha_4 DK_{t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

² Birinci aşama kur geçişkenliği döviz kuru hareketlerinin ithalat fiyatları üzerindeki etkisini, ikinci aşama kur geçişkenliği ithalat fiyatlarının tüm tüketici fiyatları üzerindeki etkisini ifade eder (Miyajima, 2019).

$$\Delta\ddot{U}FE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta\ddot{U}FE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_2 \Delta DK_{t-i} + \beta_3 \ddot{U}FE_{t-1} + \beta_4 DK_{t-1} + v_i \quad (2)$$

Döviz kuru (DK) ile Tüketici Fiyat Endeksi ($\ddot{U}FE$) ve Üretici Fiyat Endeksi ($\ddot{U}FE$) arasındaki ilişkinin incelenmesi için iki ayrı model kurulmaktadır. Modellerde yer alan α ve β 'lar değişken katsayılarıdır. m ve p optimal gecikmeyi, ε ile v hata terimlerini göstermektedir. Δ fark operatörü ile değişkenlerin gecikmeli değerleri modele dâhil edilmektedir.

Farklı düzeylerde eşbütünlük olan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin incelemesinde Toda ve Yamamoto (1995) yaklaşımının izlenmesi tercih edilmektedir. Bu doğrultuda VAR modeli kurulmakta ve optimal gecikme uzunluğu belirlenerek (bkz. Ek-2) değişkenler arasındaki Granger nedensellik ilişkisinin tespiti için Wald testleri uygulanmaktadır. AIC (*Akaike Information Criterion*) ve SC (*Schwarz Information Criterion*) gibi bilgi kriterleri kullanarak belirlenen optimal gecikme sayısına (k) en yüksek bütünlük derecesi (d_{maks}) mutlaka eklenmelidir ($k + d_{maks}$).

$$T\ddot{U}FE_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d} \gamma_{1i} T\ddot{U}FE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \gamma_{2i} \Delta DK_{t-i} + \omega_t \quad (3)$$

$$\ddot{U}FE_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_{1i} \ddot{U}FE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_{2i} DK_{t-i} + \theta_t \quad (4)$$

Döviz kurundan Tüketici Fiyat Endeksine Granger nedenselliğinin olup olmadığını tespit etmek için $\gamma_{2i} = 0$ hipotezi kurulmaktadır. Bu hipotezle gecikme katsayılarının sıfıra eşit olup olmadığı test edilmektedir. Üçüncü denklem için sıfır hipotezi "DK Granger nedeni değildir $T\ddot{U}FE$ " şeklinde oluşturulmaktadır. p olasılık değeri dikkate alınarak sıfır hipotezinin reddedilmesi döviz kurundan $T\ddot{U}FE$ 'ye Granger nedenselliği olduğu sonucuna işaret etmektedir. Döviz kurundan Üretici Fiyat Endeksine Granger nedenselliğini ortaya çıkarmak için de $\delta_{2i} = 0$ hipotezi kurulmaktadır. Benzer bir şekilde sıfır hipotezinin reddedilmesi döviz kurundan $\ddot{U}FE$ 'ye Granger nedenselliği olduğunu ortaya koymaktadır. Üçüncü ve dördüncü denklemler için kurulan sıfır hipotezlerinin reddedilememesi döviz kurundan her iki fiyat endeksine dönük bir Granger nedenselliği olmadığı anlamına gelmektedir.

Çalışmada analizler Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika için yürütülmektedir. Kapsam BRICS-T ülkeleri olarak genişletilmek istenmiş ancak; Rusya ve Çin cari açık ve uluslararası rezervler açısından diğer ülkelerden pozitif ayrıştığı için veri setine dâhil edilmemiştir. Kur üzerinde yukarı yönlü baskı oluşturabilecek bu göstergelerin olumlu görünümü kur geçişkenliği açısından da bu ülkeleri diğer BRICS-T ülkelerinden ayrıştırabileceği için bu iki ülke analiz dışında bırakılmıştır. Çünkü döviz kurunun yükselmesine neden olacak göstergelerin benzerliği kur geçişkenliğinde de benzer bir etki doğurur mu sorusu çalışmanın odağını oluşturmaktadır.

Çalışmada döviz kuru olarak Amerikan doları alınmıştır. Döviz kuru, $T\ddot{U}FE$ ve $\ddot{U}FE$ serileri Uluslararası Para Fonu'nun (IMF) Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS) veri tabanından temin edilmiştir. Veri seti 1995Ç1:2020Ç1 aralığını kapsamaktadır.

4. Ampirik Bulgular

ARDL yaklaşımında değişkenler $I(0)$ ve $I(1)$ gibi farklı derecelerde durağan olsalar bile eşbütünlük ilişkisi test edilebilmektedir. Serilerin durağanlığını tespit etmek amacıyla yürütülen Artırılmış Dickey-Fuller (ADF, 1981) ve *Phillips-Perron* (PP, 1988) birim kök testleri sonuçları serilerin seviye değerlerinde veya birinci farklarında durağan hale geldiklerini göstermektedir (Tablo 1).

ADF ve PP birim kök testleri; sabit terimsiz, sabit terimli, sabit terimli ve trendli olmak üzere üç formda yürütülmektedir. Türkiye verisinde $T\ddot{U}FE$ serisinin yalnızca sabit terimsiz formda seviye değerinde birim kök içerdiği, birinci farkı alındığında ise serinin durağan hale geldiği görülmektedir. Sabit terimli ve sabit terimli ve trendli versiyonlar ise seviye değerlerinde birim kök içermemektedir. $\ddot{U}FE$ serisinde de benzer bulgular tespit edilmektedir. Döviz kuru serisi her iki testte de seviye değerlerinde birim kök sorunu içermemektedir. Brezilya verisinde $\ddot{U}FE$ ve döviz kuru serilerinin her iki testte ve tüm versiyonlarda durağan olmadığı görülmektedir. Farkları alınarak birim kök testleri yenilendiğinde her iki seri tüm formlarda durağan hale gelmektedir. $T\ddot{U}FE$ serisinin yalnızca Phillips&Perron testinde sabit terimli ve trendli versiyonda düzey değerinde durağan olduğu, diğer test ve versiyonlarda farkları alındığında durağan hale geldiği görülmektedir. Güney Afrika'da tüm serilerin her iki testte ve her üç versiyonda seviye değerlerinde

birim kök içerdiği tespit edilmektedir. Birinci farkları alınarak birim kök testleri yenilendiğinde tüm serilerin her üç formda da %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmektedir.

Tablo 1. Birim Kök Testleri

	Değişken	ADF			PP		
		Sabit Terimsiz	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli	Sabit Terimsiz	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
Türkiye	TÜFE	0.234	-5.182***	-4.547***	1.777	-8.578***	-4.820***
	ΔTÜFE	-2.182**			-2.187**		
	ÜFE	1.931	-7.295***	-4.042**	1.931	-7.295***	-4.042**
	ΔÜFE	-2.681***			-2.681***		
	DK	-2.333**	-4.085***	-3.286*	-2.333**	-4.085***	-3.286*
Brezilya	ΔDK						
	TÜFE	3.481	-0.795	-2.050	7.311	-2.395	-3.614**
	ΔTÜFE	-2.618***	-4.589***	-4.525***	-3.503***	-5.640***	
	ÜFE	4.010	-0.750	-1.722	5.606	-0.755	-1.520
	ΔÜFE	-5.289***	-7.124***	-7.105***	-5.224***	-7.124***	-7.104***
Güney Afrika	DK	1.163	-1.098	-1.609	1.120	1.10	-1.688
	ΔDK	-8.419***	-8.669***	-8.612***	-8.358***	-8.580***	-8.520***
	TÜFE	4.423	-0.761	-2.958	9.563	-1.122	-2.564
	ΔTÜFE	-2.970***	-5.654***	-5.657***	-2.666***	-5.695***	-5.700***
	ÜFE	4.683	-0.353	-2.948	7.227	-0.515	-2.547
Güney Afrika	ΔÜFE	-5.184***	-7.010***	-6.973***	-5.184***	-6.579***	-6.530***
	DK	1.816	-1.062	-2.059	1.775	-1.082	-2.230
	ΔDK	-8.667***	-8.982***	-8.922***	-8.759***	-9.005***	-8.947***

Not: *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Tablo 2. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

	Değişken	Gecikme	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği
Türkiye	TÜFE	1	2004Ç3	5.091**
	ΔTÜFE	3	2002Ç2	
	ÜFE	1	2008Ç3	4.154
	ΔÜFE		2003Ç2	7.998***
	DK		2006Ç3	4.299
	ΔDK		2001Ç4	10.697***
Brezilya	TÜFE		2002Ç3	5.288**
	ΔTÜFE	3	2000Ç3	
	ÜFE	1	1999Ç1	3.325
	ΔÜFE		2003Ç2	8.085***
	DK		2005Ç2	3.193
Güney Afrika	ΔDK	2	2002Ç4	7.902***
	TÜFE		2003Ç4	3.787
	ΔTÜFE		2003Ç2	10.485***
	ÜFE	1	2001Ç3	4.477
	ΔÜFE		2009Ç4	8.839***
Güney Afrika	DK		2002Ç4	3.643
	ΔDK		2002Ç1	10.005***

Not: *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Gecikme uzunlukları BIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Kritik değerler %1, 5.34; %5, 4.80; %10, 4.58.

Ayrıca yapısal kırılmaları tespit edebilmek amacıyla Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Türkiye’de TÜFE serisinin seviye değerinde, ÜFE ve döviz kuru serilerinin de birinci farklarında durağan hale geldikleri görülmektedir. Brezilya sonuçlarının da Türkiye ile benzerlik sergilediği tespit edilmektedir. Güney Afrika serilerinin tümü seviye değerlerinde birim kök içermektedir; ancak seriler birinci farklarında durağan hale gelmektedir. Yapısal kırılma tarihlerinin ülkelerin kriz dönemleriyle, küresel finansal kriz ile ve enflasyon hedeflemesi rejimine geçiş dönemleriyle uyumluluk gösterdiği görülmektedir. Hem Tablo 1’de yer verilen geleneksel birim kök sonuçları hem de Tablo 2’de gösterilen yapısal kırılmalı birim kök sonuçları ARDL sınır testi uygulaması için uygunluk göstermektedir.

Tablo 3. ARDL Sınır Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Türkiye		Brezilya		Güney Afrika	
	TÜFE	ÜFE	TÜFE	ÜFE	TÜFE	ÜFE
m	5	2	4	2	2	3
F-ist.	5.967**	13.356***	4.885*	7.192**	6.977**	9.385***
R²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
Düz. R²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
LM	0.15	0.19	0.89	0.61	0.16	0.20
ARCH	0.15	0.10	0.10	0.80	0.24	0.17
Ramsey Reset	0.009 (0.92)	0.096 (0.75)	2.487 (0.11)	0.132 (0.71)	0.001 (0.97)	1.556 (0.21)

Not: m optimal gecikme sayısını, LM ve ARCH sonuçları sırasıyla otokorelasyon ve değişen varyans olasılık değerlerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunlukları AIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içindeki sonuçlar Ramsey Reset testi p olasılık değerini göstermektedir. Cusum test grafiklerine Ek-3’te yer verilmektedir. Kritik değerler Alt-Üst Sınır: %1, 6.84-7.84; %5, 4.94-5.73; %10, 4.04-4.78

Her bir ülke için sırasıyla birinci modelde döviz kuru ve TÜFE arasındaki, ikinci modelde döviz kuru ile ÜFE arasındaki eşbütünleşme ilişkisi test edilmektedir. Tablo 3’de yer alan sonuçlar tüm ülkelerde döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna işaret etmektedir. TÜFE’de en yüksek eşbütünleşme katsayısına Güney Afrika’nın ÜFE’de ise Türkiye’nin sahip olduğu tespit edilmektedir. LM ve ARCH olasılık değerleri otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığını göstermektedir.

Tablo 4. Uzun Dönem Bulgular

	TÜFE			ÜFE		
	Değişken	Katsayı	Olasılık	Değişken	Katsayı	Olasılık
Türkiye	DK	0.59***	0.0000	DK	0.85	0.0000
	C	2	0.0000	C	1.88	0.0000
Brezilya	DK	1.23**	0.0214	DK	1.77	0.0007
	C	2.20	0.0000	C	1.71	0.0000
Güney Afrika	DK	0.94***	0.0086	DK	1.07	0.0000
	C	1.56	0.0009	C	0.78	0.0001

Not: Döviz kurunun TÜFE ve ÜFE üzerindeki uzun dönem etkileri

Tablo 4’te yer alan sonuçlarda döviz kurunun TÜFE üzerinde uzun dönemli etkisinin en fazla Brezilya’da olduğu görülmektedir. Bunu sırasıyla Güney Afrika ve Türkiye izlemektedir. Döviz kurunun üretici maliyetlerindeki değişimin bir göstergesi olan ÜFE endeksini de aynı ülke sırasıyla etkilediği tespit edilmektedir. Bu sonuçlar Leigh ve Rossi’nin (2002) ortaya koyduğu Türkiye’nin diğer gelişmekte olan ülkelere göre daha yüksek kur geçişkenliğine sahip olduğu bulgusu ile örtüşmemektedir. En azından analizde konu olan BRICS ülkeleri içerisinde döviz kurunun üretici ve tüketici fiyatlarını artırıcı etkisinin Türkiye’de diğer iki ülkeye nispetle düşük kaldığı gözlemlenmektedir. Ancak; bu sonuç Türkiye’de döviz kuru geçişkenliğinin yüksek olmadığı anlamına da gelmez.

Daha önce yapılan ampirik çalışmaların sonuçları enflasyon hedeflemesi rejimi ve serbest dalgalı kur rejiminin benimsenmesi neticesinde kur geçişkenliğinde önemli bir azalmaya işaret etse de yüksek cari açık ve enerjide dışa bağımlılık gibi yapısal sorunlar döviz kurunun Türkiye’de kırılan olmaya devam etmesine ve böylece de kur geçişkenliğinin yükselmesi riskine neden olmaktadır. Bunun da hem ara ve sermaye malı ithalatı nedeniyle

ÜFE’de, nihai tüketim malı ithalatı nedeniyle de TÜFE endekslerine yansımaları söz konusu olur. Kur geçişkenliğinde yapısal iyileşme sağlayabilmenin yolu üretimde yerli katma değer artırılmasına, fiyat istikrarının sağlanmasına, dolarizasyonun düşürülmesine ve döviz riskinin azaltılmasına dayandığı ileri sürülebilir (Kara vd., 2017).

Brezilya ve Güney Afrika’da uzun dönemli kur geçişkenliği önceki çalışmalardan daha yüksek tespit edilmektedir. Güney Afrika’da döviz kurunda meydana gelecek %1 lik artışın hem ÜFE hem de TÜFE endeksleri üzerinde yaklaşık %1 lik bir artışa neden olduğu görülürken, Brezilya’da söz konusu etkinin daha yüksek düzeyde olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu farklılaşmaya iki ülkenin marjinal ithalat eğilimi, hammadde ve enerjide ithalat derecesi, fiyatları döviz kuruna endeksleme davranışının düzeyi, piyasaların rekabetçiliğe açık olması gibi unsurların etki edebileceği değerlendirilmektedir. Sırasıyla TÜFE’nin ve ÜFE’nin bağımlı değişkenler olduğu ülkelerin kısa dönem bulgularına da Tablo 5’te yer verilmektedir.

Tablo 5. Sırasıyla TÜFE’nin ve ÜFE’nin bağımlı değişkenler olduğu ülkelerin kısa dönem bulgularına da Tablo 5’te yer verilmektedir.

Hata Düzeltme Katsayısı ve Kısa Dönem Bulgular (Türkiye)				
Bağımlı Değişken: TÜFE				
Değişken	Katsayı	Standart sapma	t-istatistiği	Olasılık
D(TÜFE(-1))	0.068979	0.100213	0.688324	0.4931
D(TÜFE(-2))	-0.114936	0.097322	-1.180985	0.2409
D(TÜFE(-3))	-0.146334	0.094947	-1.541216	0.1270
D(TÜFE(-4))	0.278920	0.079890	3.491282	0.0008
D(DK)	0.0460762	0.024023	1.946566	0.0549
D(DK(-1))	0.141751	0.024265	5.841834	0.0000
D(DK(-2))	0.054259	0.027874	1.946593	0.0549
D(DK(-3))	0.072342	0.026735	2.705897	0.0082
D(DK(-4))	0.040625	0.028050	1.448296	0.1513
ECM(-1)*	-0.039441	0.009211	-4.282055	0.0000
Bağımlı Değişken: ÜFE				
D(ÜFE(-1))	0.120115	0.078053	1.538896	0.1272
D(DK)	0.108401	0.030470	3.557627	0.0006
D(DK(-1))	0.196142	0.033210	5.906044	0.0000
ECM(-1)*	-0.059226	0.009257	-6.397633	0.0000
Hata Düzeltme Katsayısı ve Kısa Dönem Bulgular (Brezilya)				
Bağımlı Değişken: TÜFE				
Değişken	Katsayı	Standart sapma	t-istatistiği	Olasılık
D(TÜFE(-1))	0.569022	0.095608	5.951632	0.0000
D(TÜFE(-2))	-0.315905	0.106893	-2.955350	0.0040
D(TÜFE(-3))	0.295078	0.080833	3.650448	0.0004
D(DK)	0.004380	0.007330	0.597561	0.5517
D(DK(-1))	0.013131	0.007812	1.680797	0.0963
D(DK(-2))	0.026961	0.007951	3.391138	0.0010
ECM(-1)*	-0.003692	0.000954	-3.871465	0.0002
Bağımlı Değişken: ÜFE				
D(ÜFE(-1))	0.220353	0.095278	2.312748	0.0229
D(DK)	0.062147	0.029272	2.123115	0.0364
D(DK(-1))	0.072223	0.031093	2.322800	0.0224
ECM(-1)*	-0.015940	0.003395	-4.694996	0.0000
Hata Düzeltme Katsayısı ve Kısa Dönem Bulgular (Güney Afrika)				
Bağımlı Değişken: TÜFE				
Değişken	Katsayı	Standart sapma	t-istatistiği	Olasılık
D(TÜFE(-1))	0.495885	0.084770	5.849743	0.0000
D(DK)	-0.004267	0.009372	-0.455317	0.6499
D(DK(-1))	0.027570	0.009985	2.761283	0.0069
ECM(-1)*	-0.005904	0.001277	-4.624013	0.0000
Bağımlı Değişken: ÜFE				
D(ÜFE(-1))	0.419179	0.100796	4.158688	0.0001
D(ÜFE(-2))	-0.282433	0.102119	-2.765711	0.0069
D(DK)	-0.047007	0.018208	-2.581599	0.0114
D(DK(-1))	0.036089	0.019101	1.889331	0.0620
ECM(-1)*	0.020861	0.003889	5.364207	0.0000

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki nedensellik testiyle bir adım ileri götürülebilmektedir. Bu doğrultuda Toda ve Yamamoto (1995) yaklaşımı izlenerek Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika'da döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE arasındaki Granger nedensellik ilişkisi her iki yön için de test edilmektedir (Tablo 6). Türkiye'de döviz kurundan TÜFE ve ÜFE'ye güçlü Granger nedenselliği tespit edilmektedir. Döviz kurundan ÜFE'ye olan nedensellik ilişkisinin TÜFE'dekinden daha güçlü olduğu görülmektedir. Türkiye için çarpıcı bir diğer sonuç TÜFE'den döviz kuruna Granger nedenselliğinin olmasıdır. Bu sonuç, düşük enflasyon ortamının kur geçişkenliğini de azalttığına dönük geleneksel yaklaşımla (Taylor, 2000) uyumluluk göstermektedir. Burada döviz kurunun ekonomik birimler tarafından bir çıpa olarak alınması, beklentilerin bozulması ve fiyatlama davranışının döviz kuruna endekslenmesi eğilimleri etkili olmaktadır. Zira yüksek enflasyonun tetikleyeceği dolarizasyon yeni bir enflasyon dalgasına veya enflasyon ataletine yol açmaktadır. Üretici fiyatlarından döviz kuruna yönelik bir nedensellik ilişkisi ise tespit edilememektedir.

Brezilya sonuçlarının Türkiye ile aynı olduğu görülmektedir. Döviz kuru ile TÜFE arasında iki yönlü Granger nedenselliği tespit edilirken, döviz kuru ile ÜFE arasında tek yönlü bir Granger nedensellik bulunmaktadır. Türkiye'de olduğu gibi Brezilya'da da tüketici fiyatlarındaki yükselmenin ekonomik birimlerde dolarizasyon eğilimini artırdığı değerlendirilmektedir. Bu kapsamda Türkiye ve Brezilya'da beklenti kanalı ve endeksleme davranışı açısından bir benzerlik olduğu tahmin edilmektedir.

Tablo 6. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Türkiye			
	X ²	Olasılık	Sonuç
DK Granger nedeni değildir TÜFE	56.864***	0.000	Ret
TÜFE Granger nedeni değildir DK	16.659***	0.005	Ret
DK Granger nedeni değildir ÜFE	63.306***	0.000	Ret
ÜFE Granger nedeni değildir DK	0.701	0.704	Reddedilemedi
Brezilya			
	X ²	Olasılık	Sonuç
DK Granger nedeni değildir TÜFE	25.747***	0.000	Ret
TÜFE Granger nedeni değildir DK	3.398	0.639	Ret
DK Granger nedeni değildir ÜFE	15.079***	0.002	Ret
ÜFE Granger nedeni değildir DK	2.200	0.532	Reddedilemedi
Güney Afrika			
	X ²	Olasılık	Sonuç
DK Granger nedeni değildir TÜFE	16.400***	0.000	Ret
TÜFE Granger nedeni değildir DK	3.113	0.375	Reddedilemedi
DK Granger nedeni değildir ÜFE	6.568	0.161	Reddedilemedi
ÜFE Granger nedeni değildir DK	13.476***	0.009	Ret

Güney Afrika sonuçlarının diğer iki ülke ile benzeşen tek tarafı döviz kurundan TÜFE'ye Granger nedenselliğinin bulunmasıdır. Güney Afrika'nın Türkiye ve Brezilya'dan farklılaşan yönü ise ÜFE'den döviz kuruna Granger nedenselliğinin tespit edilmesidir. Bu bulgudan hareketle üretici maliyetlerinde döviz kurunun önemli bir etken olduğu değerlendirilebilir.

5. Sonuç

Zayıf uluslararası rezervler, kısa vadeli dış borç stoğu ve cari açık gibi unsurlar döviz kurunun yükselmesine neden olmaktadır. Kurdaki artışın da maliyet, beklentiler ve endeksleme davranışı gibi aktarım kanallarıyla yurtiçi fiyatlara yansıdığı bilinmektedir. Sayılan bu parametreler açısından trend benzerliği gösteren ülkelerin kur geçişkenliği açısından da birbirlerine benzeyip benzemediklerini incelemek bu çalışmanın temel amacını oluşturmaktadır.

ARDL yöntemi kullanılarak 1995Ç1:2020Ç1 dönemi için elde edilen sonuçlar Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika'da döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Uzun dönemli etkiler incelediğinde döviz kurundan TÜFE ve ÜFE'ye geçişkenliğin sırasıyla en fazla Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye'de olduğu görülmektedir. Analize konu olan ülkeler arasında geçişkenlik katsayısı görece küçük olan ülke Türkiye'dir.

Döviz kurunun yükselmesine neden olabilecek parametrelerin benzeşiyor olması söz konusu ülkelerde güçlü kur geçişkenliği açısından bir benzeşmeye işaret etse de geçişkenlik derecesi açısından ülkeler arasında bir farklılaşma olduğu görülmektedir.

Toda ve Yamamoto (1995) yaklaşımı izlenerek yürütülen Granger nedensellik sonuçları döviz kurundan TÜFE'ye üç ülkede de nedensellik olduğunu göstermektedir. Döviz kurundan ÜFE'ye nedensellik ise yalnızca Türkiye ve Brezilya için gözlemlenmektedir. Başka bir ifadeyle Güney Afrika'da döviz kurundan ÜFE'ye Granger nedenselliği bulunmamaktadır. Türkiye ve Brezilya'da TÜFE'den döviz kuruna, Güney Afrika'da da ÜFE'den döviz kuruna Granger nedenselliğin tespit edilmesi, enflasyon ortamının kur geçişkenliğini artırdığına dönük daha önceki bulguları destekler niteliktedir.

Yüksek döviz kuru geçişkenliğinin düşürülebilmesi açısından cari açığın dış ticaret ve sermaye politikalarıyla istikrar kazanması, yurt içi tasarrufların özendirilerek dış borç stoğunun azaltılması, doğrudan ve dolaylı yatırım kanalları ile uluslararası rezervlerin artırılması önem arz etmektedir. Bu doğrultuda yurt içi dengenin sağlanması, fiyat istikrarının tesis edilmesi ve sürdürülmesi, yüksek katma değerli üretime önem verilmesi, beklenti yönetiminin şeffaf bir şekilde yapılması, dolarizasyon eğiliminin düşürülmesi, bütün bunları sağlayabilecek eş güdümlü para ve maliye politikalarının yürütülmesi gerekmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Ahmet Ekrem Kaya 0000-0002-0860-2001

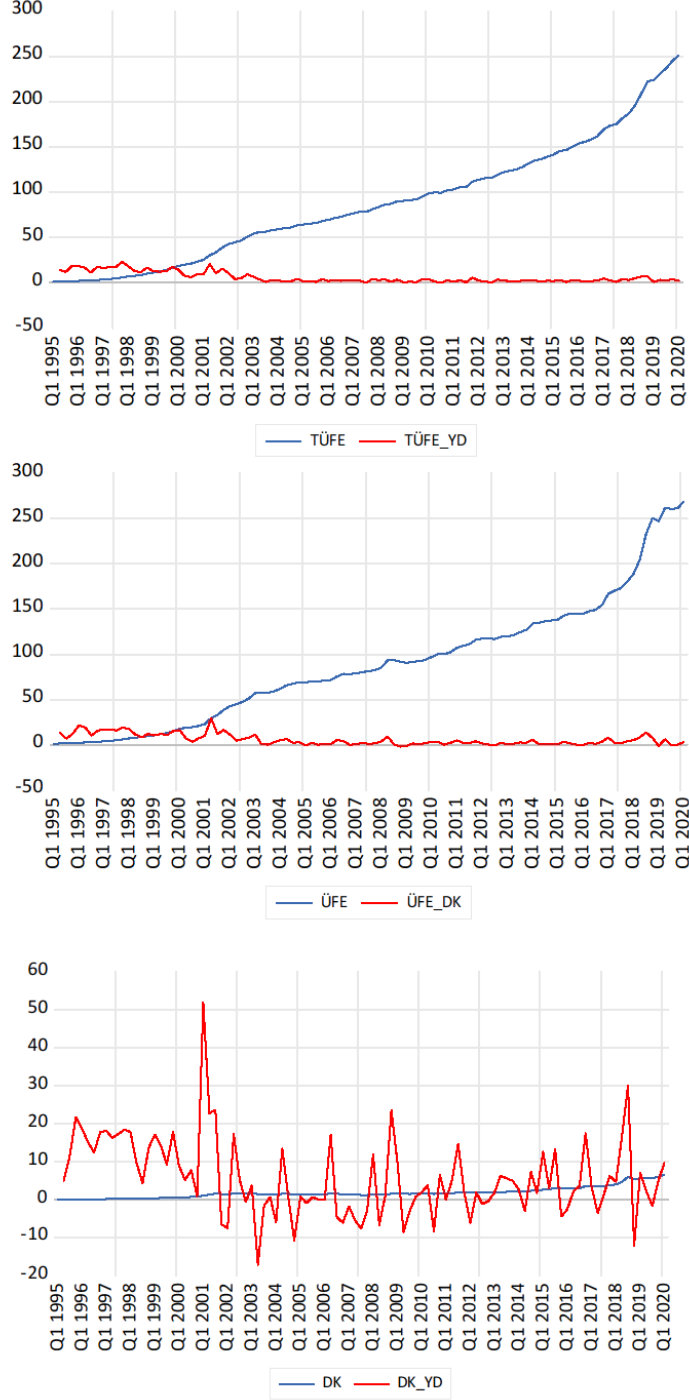
KAYNAKLAR / REFERENCES

- Akdeniz, C., Çatık, A.N. & Ballı, E. (2022). Inflationary effects of oil price and exchange rate shocks in South Africa: Evidence from time-varying pass-through coefficients. *South African Journal of Economics*, 90(3), 301–328.
- Albuquerque, C. R. & Portugal, M.S. (2005). Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de economia (Banco Central del Uruguay)*, 12(1), 17–74
- Berument, H. (2020). Döviz kuru hareketleri ve enflasyon dinamiği: Türkiye örneği. *Bilkent University Department of Economics Working Paper No. 02-02, 2002*.
- Calvo, G. & Reinhart, C. (2000). Fixing for your life. *NBER Working Paper No. 8006*, November, NBER, Cambridge, MA.
- Câmara, F. & Feijo, C. (2017). Industrial pricing in Brazil in the 2010s: The pass-through effect. *Economia*, 18(2017), 60–72.
- Carlos Eduardo Schönerwald da Silva & Matías Vernengo. (2008). The Decline of the exchange rate pass-through in Brazil: Explaining the fear of floating. *International Journal of Political Economy*, 37(4), 64–79.
- Çatık, A. N. & Güçlü, M. (2012). Measuring exchange rate pass-through under structural changes: The case of Turkey. *International Journal of Statistics and Economics*, 8, S12, 21–42.
- Damar, A. O. (2010). Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisinin incelenmesi. *TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü Uzmanlık Yeterlik Tezi* (ss. 1–80).
- de Melo Modenesi, A., Luporini, V. & Pimentel, D. (2017). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence, inflation dynamics and policy implications for Brazil (1999–2016). In: Arestis, P., Troncoso Baltar, C., Prates, D. (eds) *The Brazilian Economy since the Great Financial Crisis of 2007/2008*. Palgrave Macmillan, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-64885-9_4
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root author. *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Eichengreen, B. (2002). Can emerging markets float? Should they inflation target? *Working Paper No. 36*, Banco Central do Brasil.
- Edwards, S. (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited. *NBER Working Paper No. 12163*, April, NBER, Cambridge, MA.
- Fraga, A., Goldfajn, I. & Minella, A. (2003). Inflation targeting in emerging market economies. No.10019, July, NBER, Cambridge, MA.
- Goldfajn, I. & Werlang, S. R. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Working Paper No. 5*, Banco Central do Brasil.

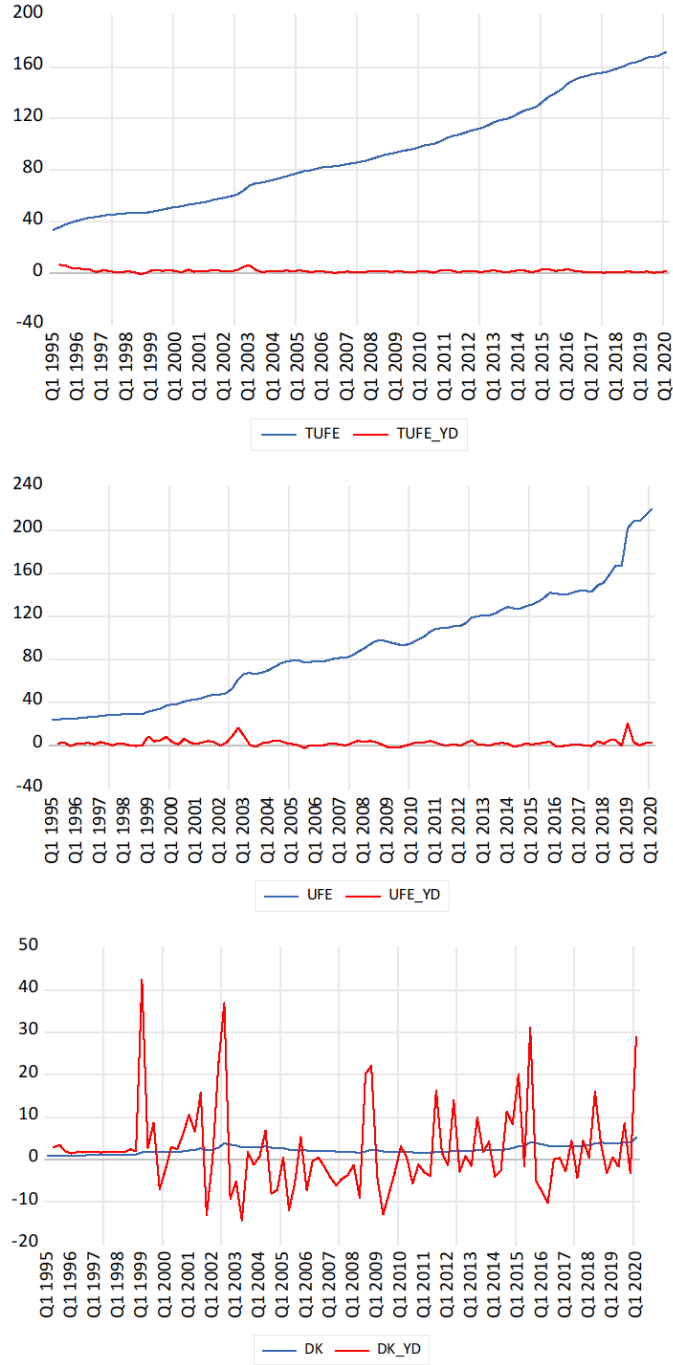
- IMF. (2023). *Uluslararası rezervler, kısa vadeli dış borç stoğu, cari işlemler hesabı dengesi*. Uluslararası Para Fonu Uluslararası Finansal İstatistikler Veri Tabanından alınmıştır. <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sid=1390030341854>
- Junior, Reginaldo Pinto Nogueira. (2010). Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: Is there a relationship? *Revista Brasileira de Economia*, 64(1), 49–56.
- Kabundi, A. & Mlachila, M. (2019). The role of monetary policy credibility in explaining the decline in exchange rate pass-through in South Africa. *Economic Modelling*, 79(2019), 173–185.
- Kabundi, A. & Mbelu, A. (2018). Has the exchange rate pass-through changed in South Africa? *South African Journal of Economics*, 86(3), 339–360.
- Kara, H., Küçük, H. Özlale Ü., Tuğer B., Yavuz D. & Yücel E. (2005). Exchange rate pass-through in Turkey: Has it changed and to what extent. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Tebliği*, No:4.
- Kara, H., Küçük-Tuğer, H., Özlale, Ü., Tuğer, B., & Yücel, E. M. (2007). Exchange rate regimes and pass-through: Evidence from the Turkish Economy. *Contemporary Economic Policy*, 25(2), 206–225.
- Kara, H., & Ögünç, F. (2008). Inflation targeting and exchange rate pass-through: The Turkish experience. *Emerging Markets Finance and Trade*, 44(6), 52–66.
- Kara, H., Ögünç, F., Özmen, M. U. & Sarıkaya, Ç. (2017). Kurlan enflasyona geçiş: Sihirli bir rakam var mı? *Merkezin Güncesi*. Erişim: 21.06.2023
- Karoro, T.D., Aziakpono, M.J. & Cattaneo, N. (2009). Exchange rate pass-through to import prices in South Africa: Is there asymmetry? *South African Journal of Economics*, 77(3), 380–398.
- Leigh, D., & Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey. *IMF Working Papers* 02/204, Kasım, IMF.
- Maduku, H., & Kaseeram, I. (2018). An empirical analysis of exchange rate pass-through to prices in South Africa (2002–2016). *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 10(5(J)), 187–194.
- Marodin, F. A. & Portugal, M. S. 2018. Exchange rate pass-through in Brazil: a markov switching estimation for the inflation targeting period (2000–2015). *Working Papers Series 473*, Central Bank of Brazil, Research Department.
- McFarlane, L. (2002). Consumer price inflation and exchange rate pass through in Jamaica. *Bank of Jamaica*. Erişim: 21.06.2023
- Miyajima, K. (2019). Exchange rate volatility and pass-through to inflation in South Africa. *IMF Working Paper* 19/277, December, IMF.
- Ocran, M.K. (2010). Exchange rate pass-through to domestic prices: The case of South Africa. *Prague Economic Papers*, 19(4), 291–306.
- Oladipo, O. (2017). Inflation targeting and exchange rate pass-through to domestic prices: evidence from South Africa. *Journal of Economic & Financial Studies*, 5(5), 1–11.
- Parsley, D. C. (2012). Exchange rate pass-through in South Africa: Panel evidence from individual goods and services. *The Journal of Development Studies*, 48(7), 832–846.
- Pesaran M. H., Shin Y. & Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Phillips P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Rafael Martins de Souza, Luiz Felipe Pires Maciel & Adrian Pizzinga. (2013). State space models for the exchange rate pass-through: determinants and null/full pass-through hypotheses. *Applied Economics*, 45(36), 5062–5075.
- Simo-Kengne B., D., Viljoen, J. & Nduku, P. M. (2022). Exchange rate pass-through to producer prices in South Africa: Evidence from panel contemporaneous correlated approach. *Journal of African Business*, 23(1), 225–245.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44, 1389–1408.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225–250.
- Tümtürk, O. (2017). Türkiye’de döviz kurlarının yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi ve enflasyon hedeflemesi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 24(3), 837–855.
- Yunculer, C. (2011). Pass-through of external factors into price indicators in Turkey. *Central Bank Review*, 11(2), 71–84.
- 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.

How cite this article / Atf biçimmi

Kaya, A.E. (2023). Üretici ve tüketici fiyatlarında kur geçişkenliği etkisi: Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(1), 31–49. <https://doi.org/10.26650/JEPR1318757>

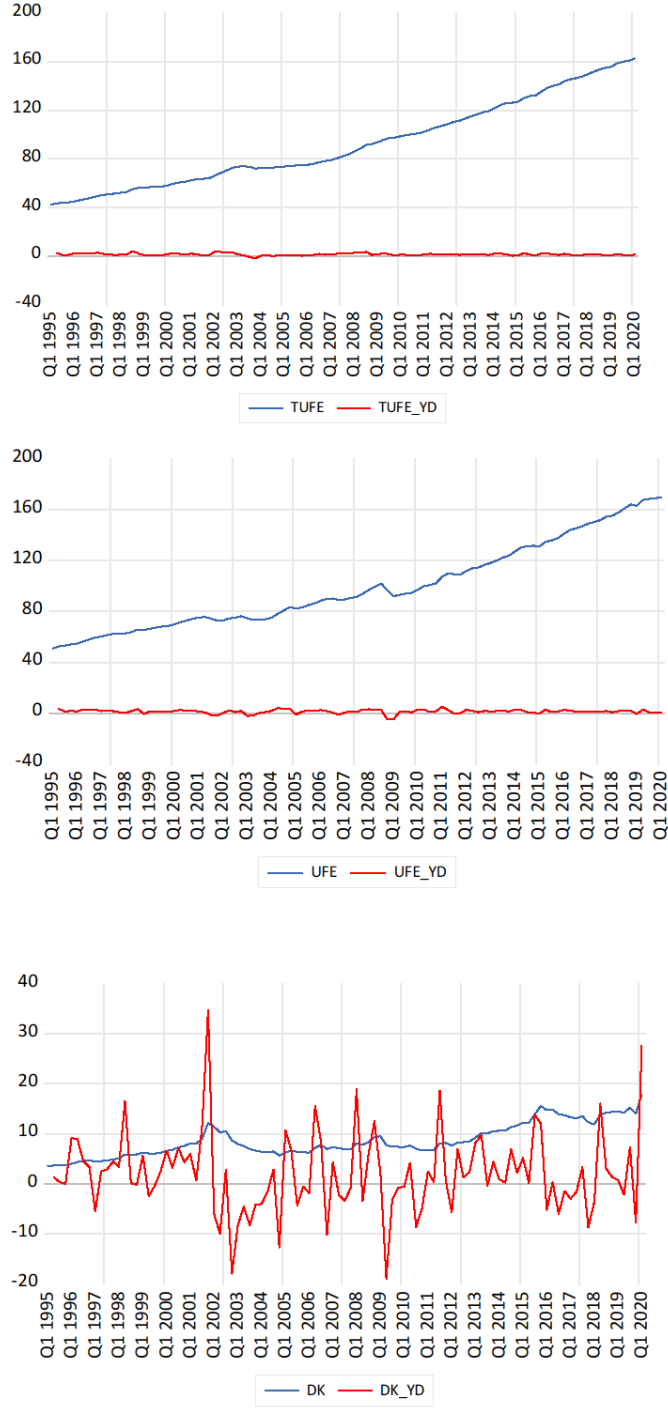
Ekler:**Ek-1: TÜFE, ÜFE, DÖVİZ KURU (DK) Seviye ve Yüzelik Değişim (YD) Grafikleri****Şekil 2.** Türkiye

Türkiye’de TÜFE ve ÜFE endekslerinin paralel bir seyir izlediği, döviz kurunun yüksek oynaklık sergilediği görülmektedir. 2001 yılında yaşanan ekonomik/finansal krizin döviz kurunda yüksek bir artışa neden olduğu, aynı dönemde tüketici fiyatlarında ve üretici maliyetlerinde önemli artış yaşandığı grafikler üzerinden görülebilmektedir. Döviz kurundaki diğer yüksek oynaklık dönemlerinin 2008-2009 küresel finansal kriz dönemi ve kur şokunun yaşandığı 2018 yılı olduğu gözlemlenmektedir.



Şekil 3. Brezilya

Brezilya'da da Türkiye'de olduğu gibi yüksek döviz kuru oynaklığı bulunmaktadır. Kur oynaklık marjının Türkiye'ye göre daha sık ve daha geniş olduğu görülmektedir. Üretici maliyetlerinde 2003 ve 2019 yıllarında dikkat çekici bir artış kaydedilmiştir.



Şekil 4. Güney Afrika

2008-2009 küresel finansal krizin Güney Afrika'da ÜFE endeksinde düşüşe yol açtığı gözlemlenmektedir. Ülkede pozitif döviz kuru şokları kadar negatif döviz kuru şokları da kaydedilmektedir.

Ek-2: Optimal Gecikme Uzunlukları Türkiye (Bağımlı Değişken: TÜFE)**Tablo 7. Türkiye****Türkiye (Bağımlı Değişken: TÜFE)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	25.20886	NA	0.002081	-0.499115	-0.444651	-0.477124
1	473.7903	868.2221	1.47e-07	-10.06001	-9.896612	-9.994032
2	489.9965	30.66987	1.13e-07	-10.32251	-10.05018*	-10.21255*
3	492.0232	3.748244	1.18e-07	-10.28007	-9.898817	-10.12613
4	495.6121	6.483232	1.19e-07	-10.27123	-9.781048	-10.07331
5	504.6204	15.88556*	1.07e-07*	-10.37893*	-9.779823	-10.13703
6	507.1203	4.300937	1.10e-07	-10.34667	-9.638635	-10.06079
7	512.0456	8.261862	1.08e-07	-10.36657	-9.549605	-10.03670
8	513.6838	2.677428	1.14e-07	-10.31578	-9.389884	-9.941930

Türkiye (Bağımlı Değişken: ÜFE)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	24.17517	NA	0.002128	-0.476885	-0.422421	-0.454894
1	446.5075	817.4173	2.64e-07	-9.473279	-9.309885	-9.407305
2	463.9590	33.02659*	1.97e-07*	-9.762559*	-9.490237*	-9.652603*
3	465.0037	1.932202	2.10e-07	-9.699005	-9.317754	-9.545067
4	467.8948	5.222630	2.16e-07	-9.675158	-9.184977	-9.477237
5	469.5804	2.972401	2.27e-07	-9.625385	-9.026276	-9.383482
6	471.9895	4.144634	2.35e-07	-9.591172	-8.883133	-9.305286
7	474.4571	4.139241	2.43e-07	-9.558217	-8.741250	-9.228349
8	476.2425	2.918120	2.56e-07	-9.510592	-8.584695	-9.136741

Tablo 8. Brezilya**Brezilya (Bağımlı Değişken: TÜFE)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	96.01609	NA	0.000454	-2.021851	-1.967387	-1.999860
1	560.7423	899.4701	2.26e-08	-11.92994	-11.76655	-11.86397
2	574.4086	25.86307	1.84e-08	-12.13782	-11.86550*	-12.02786
3	581.2923	12.73117	1.73e-08	-12.19983	-11.81858	-12.04590*
4	587.3109	10.87226	1.65e-08*	-12.24325*	-11.75306	-12.04532
5	587.6350	0.571561	1.79e-08	-12.16419	-11.56508	-11.92229
6	588.8803	2.142408	1.90e-08	-12.10495	-11.39691	-11.81907
7	593.1253	7.120610	1.90e-08	-12.11022	-11.29325	-11.78035
8	599.8524	10.99488*	1.79e-08	-12.16887	-11.24297	-11.79502

Brezilya (Bağımlı Değişken: ÜFE)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	70.10046	NA	0.000793	-1.464526	-1.410062	-1.442535
1	442.7022	721.1646	2.86e-07	-9.391444	-9.228051*	-9.325471
2	449.5752	13.00712*	2.69e-07*	-9.453231*	-9.180909	-9.343275*
3	450.0131	0.809817	2.90e-07	-9.376626	-8.995375	-9.222688
4	451.8047	3.236389	3.05e-07	-9.329133	-8.838952	-9.131212
5	456.9071	8.997839	2.98e-07	-9.352841	-8.753732	-9.110938
6	457.4716	0.971072	3.21e-07	-9.278958	-8.570920	-8.993072
7	459.2657	3.009552	3.38e-07	-9.231521	-8.414553	-8.901653
8	460.1919	1.513830	3.62e-07	-9.165418	-8.239521	-8.791567

Tablo 9. Güney Afrika**Güney Afrika (Bağımlı Değişken: TÜFE)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	148.1344	NA	0.000148	-3.142674	-3.088210	-3.120683
1	569.6046	815.7489	1.87e-08	-12.12053	-11.95714	-12.05456
2	586.0681	31.15664*	1.43e-08*	-12.38856*	-12.11624*	-12.27860*
3	589.2199	5.829227	1.46e-08	-12.37032	-11.98907	-12.21638
4	593.4481	7.637961	1.45e-08	-12.37523	-11.88505	-12.17731
5	595.8342	4.207776	1.50e-08	-12.34052	-11.74141	-12.09862
6	598.9218	5.311946	1.53e-08	-12.32090	-11.61286	-12.03501
7	601.7212	4.695808	1.58e-08	-12.29508	-11.47811	-11.96521
8	605.8487	6.746022	1.58e-08	-12.29782	-11.37192	-11.92397

Güney Afrika (Bağımlı Değişken: ÜFE)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	163.3880	NA	0.000107	-3.470709	-3.416245	-3.448718
1	520.5841	691.3474	5.36e-08	-11.06633	-10.90293*	-11.00035*
2	526.3827	10.97374*	5.16e-08	-11.10501	-10.83268	-10.99505
3	531.0613	8.652902	5.08e-08*	-11.11960*	-10.73835	-10.96566
4	533.6861	4.741577	5.24e-08	-11.09002	-10.59984	-10.89210
5	535.7823	3.696438	5.46e-08	-11.04908	-10.44997	-10.80718
6	539.4698	6.344010	5.51e-08	-11.04236	-10.33432	-10.75647
7	544.5925	8.592991	5.39e-08	-11.06651	-10.24954	-10.73664
8	549.0126	7.224303	5.35e-08	-11.07554	-10.14964	-10.70169

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

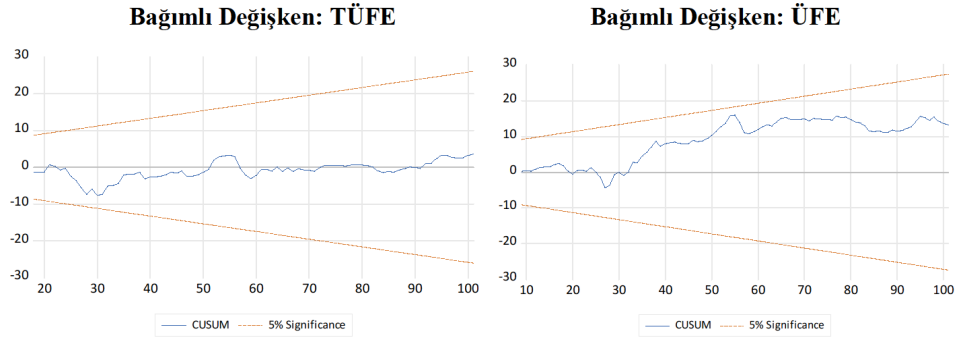
FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

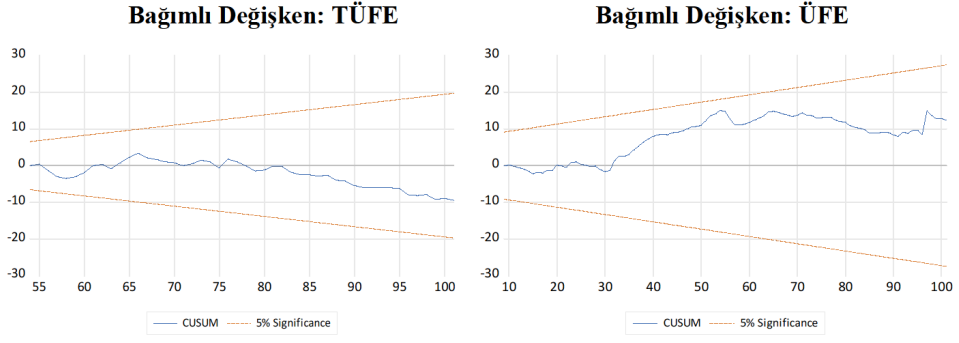
SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

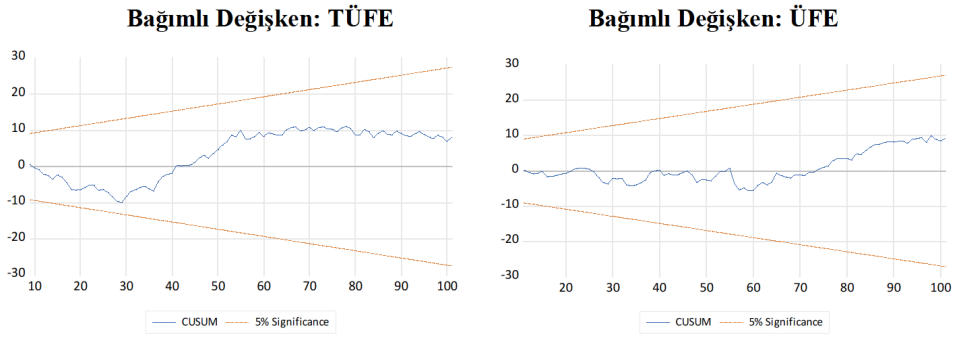
Ek-3: Cusum Test Grafikleri



Şekil 5. Türkiye



Şekil 6. Brezilya



Şekil 7. Güney Afrika