



Türkiye’de Yi-ÜFE, TÜFE ile Döviz Kuru Dengesi Ne Zaman Bozuldu? Eşbütünleşme İlişkilerinde Kırılma Noktası Tespiti

Özcan CEYLAN*

ÖZ

Çalışmada döviz kuru ve fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerinin niteliğinin ortaya konması amacıyla 2005 Ocak-2023 Şubat döneminde Yi-ÜFE, TÜFE ve Dolar kuru arasında bir eşbütünleşme olup olmadığı Engle-Granger yaklaşımıyla araştırılmıştır. Analiz sonuçları, TÜFE ve Dolar kuru arasında bir eşbütünsellik ilişkisinin var olduğunu, ancak bu sonucun diğer değişkenler arasındaki ilişkiler için geçerli olmadığını göstermektedir. Budanmış Kesin Doğrusal Zaman algoritması yardımıyla, Yi-ÜFE ile TÜFE arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin 2018 yılının Haziran ayında bozulduğu, Yi-ÜFE ile Dolar Kuru arasındaki ilişkideki yapısal kırılmanın da 2022 yılının Ocak ayında gerçekleştiği tespit edilmiştir. Bu tarihler dikkate alındığında, bu makroekonomik dengesizliklerin temelinde ekonomik belirsizliklerin ve konvansiyonel olmayan müdahalelerin artması ve bunun sonucunda beklentilerin bozulmasının önemli role sahip olduğu değerlendirilmiştir. Bu sonuçlar, ilgili kurumlara güveni yeniden tesis etmeyi hedefleyen köklü düzenlemelerin hayata geçirilmesinin çözüm için öncelikli öneme sahip olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Eşbütünleşme, Enflasyon, Döviz kuru, Budanmış Kesin Doğrusal Zaman Algoritması

JEL Sınıflandırması: E31, E58, F41

When was the Domestic PPI, CPI and Exchange Rate Balance Broken in Turkey? Breakpoint Detection in Cointegration Relationships

ABSTRACT

The study aims to investigate the long-run equilibrium relationship between exchange rates and price indices. The Engle-Granger approach is employed to determine whether there is cointegration between Domestic PPI, CPI, and the Dollar rate from January 2005 to February 2023. The analysis reveals a cointegrating relationship between CPI and the dollar rate, but not for the other variables. Using the Pruned Exact Linear Time algorithm, it is found that the long-run equilibrium relationship between Domestic PPI and CPI was broken in June 2018, while a structural break in the relationship between Domestic PPI and the dollar rate occurred in January 2022. It is evaluated that increases in economic uncertainties and unconventional interventions, and the resulting deterioration of expectations played a significant role regarding these macroeconomic imbalances. These findings indicate that implementing fundamental regulations to restore trust in relevant institutions is crucial for finding a solution to these issues.

Keywords: Cointegration, Inflation, Exchange Rate, Pruned Exact Linear Time Algorithm

JEL Classification: E31, E58, F41

Geliş Tarihi / Received: 05.06.2023 Kabul Tarihi / Accepted: 15.07.2023

Bu eser Creative Commons Atıf-Gayriticari 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



* Dr. Öğr. Üyesi, Özyeğin Üniversitesi, UBF, Otel Yöneticiliği Bölümü, ozcan.ceylan@ozyegin.edu.tr, ORCID:0000-0003-2924-2903.

1. GİRİŞ

Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ve Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) arasındaki ilişki akademik çalışmaların ve politika yapımcıların önemli bir konusu olagelmıştır. Yapılan çalışmalar ÜFE ve TÜFE arasındaki nedensellik ilişkisine, kısa dönemli geçişkenliğe veya uzun dönemli denge ilişkilerine odaklanmıştır. Elde edilen bulgular ele alınan ülkeye ve döneme dayalı olarak farklılıklar göstermekle birlikte genel geçerliliği bulunan bazı mekanizmalardan da söz edilebilir. Örneğin, maliyet şoklarının üretici fiyatlarına geçişi tüketici fiyatlarına kıyasla daha hızlı ve güçlü olmaktadır. Maliyet şoklarının üretici fiyatlarında neden olduğu artışın tüketici fiyatlarına yansımaları zaman almakta, ÜFE'den TÜFE'ye geçişin uzun dönemde tamamlanabilmesi halinde bu iki seri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilebilmektedir (Akçay, 2011).

Türkiye gibi özellikle ara mal ve enerji tedarikinde önemli ölçüde dışa bağımlı ülkelerde döviz kurlarındaki oynaklıklar maliyet şoklarının başlıca kaynağı olmaktadır. Döviz kuru geçişkenliği yurtiçi fiyatlarındaki yüzdelik artışın döviz kurundaki yüzdelik artışa oranı olarak tanımlanmaktadır (Goldberg ve Knetter, 1996). Döviz kuru kaynaklı maliyet şokları şirketler tarafından zaman içerisinde nihai mal fiyatlarına yansıtılır. Bunun yanında, ithal edilen nihai ürünlerin satış fiyatı da döviz kurlarındaki değişimlerden etkilenmektedir. Bu durumda, döviz kurundaki değişimin TÜFE'ye etkisinin, fiyatı artan ithal ürünlerin yerli üretimle ikamesi yapılmadığı oranda gerçekleşmesi beklenir (Menon, 1996). Şirketler stratejik olarak kar marjlarını düşürmek pahasına maliyet artışlarının tamamını satış fiyatlarına yansıtılmayı tercih edebilirler (Dornbusch, 1987). Bu halde de döviz kuru geçişkenliği tam olarak gerçekleşmez.

Gelişmekte olan ülkelerde, faiz, kur ve enflasyon arasındaki dengenin bozulduğu dönemlerde piyasadaki enflasyon beklentileri de bozulabilmektedir (IMF, 2022, Bölüm 1). Bu durumun yaşandığı ülkelerde dolarizasyon yüksek düzeylere ulaşmakta, dolayısıyla da döviz kuru geçişkenliği artmaktadır. Uzun zaman yüksek enflasyon yaşanan piyasalarda fiyatların döviz kuruna endekslenmesi eğilimi güçlüdür. Bu ülkelerde merkez bankaları enflasyon hedeflemesi çerçevesinde döviz kurlarına doğrudan veya dolaylı müdahale edebilmektedir. Ancak yüksek dış borç ve cari açık veya yetersiz döviz rezervi gibi sorunlar bu tür müdahaleleri sürdürülebilir ve etkin bir çözüm olmaktan alıkoymaktadır.

Türkiye'de 2018'de başlayan kur krizinin etkileri, sonrasında yaşanan Covid-19 pandemisi ve Rusya-Ukrayna savaşı ile birlikte derinleşerek bugüne kadar devam etmiştir. Bu dönemde izlenen, enflasyonla mücadeleyi öteleyip büyümeyi önceleyen para politikası da makroekonomik dengelerdeki bozulmanın ve ülke ekonomisindeki kırılganlığın artmasına sebep olmuştur. 2018 yılı başında dört Türk Lirası seviyesinin altında bulunan Dolar kuru, pandemi başlangıcında altı Türk Lirası'nın üzerine çıkmış, sonrasında da hızla artarak Rusya-Ukrayna savaşının başladığı 2022 yılı Şubat ayı itibarıyla on dört Türk Lirası seviyesine yaklaşmıştır. Bu savaşla birlikte Türk Lirası'ndaki değer kaybı daha da artmış, savaşın altıncı ayında Dolar kuru on sekiz Türk Lirası seviyesini aşmıştır. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla düzenli olarak politika faizini düşürdüğü ve döviz kurundaki dalgalanmaları temelde açık piyasa işlemleriyle dengelemeye çalıştığı bir döneme girmiştir. Çok geçmeden, 2021 yılı Aralık ayında, Türk Lirası'ndaki sert değer kaybının devam etmesini engellemek amacıyla Kur Korunmalı Mevduat gibi sıra dışı ve potansiyel olarak çok maliyetli bir araç devreye almak zorunda kalınmıştır. Bu kısa dönemde gözlemlenen döviz kuru artışının enflasyona etkisi çok güçlü olmuş, takip eden aylarda tüketici ve üretici fiyatlarında aylık bazda yüzde onun üzerinde artışlar gerçekleşmiştir.

Makroekonomik veriler ve uygulanan politikalarda çarpıcı değişimlerin yaşandığı bu dönemde kur ve enflasyon arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin niteliğinin araştırılması önem kazanmıştır. Bu bağlamda, bu çalışma Yurtiçi Üretici Fiyat Endeksi (Yi-ÜFE), TÜFE ve Dolar kuru arasında bir eşbütünleşme olup olmadığını sorgulamaktadır. Çalışmada kullanılan zaman serileri 2005 Ocak-2023 Şubat ayları dönemini kapsamaktadır. Seriler çiftler halinde

Engle-Granger (Engle ve Granger, 1987) eşbütünleşme testlerine tabi tutulmuş, tahmin edilen eşbütünleşme vektörleri kullanılarak elde edilen artıklar serilerinin durağanlığı test edilmiştir. Analiz sonucunda, TÜFE ve Dolar kuru arasında çalışmada ele alınan dönem boyunca bir eşbütünsellik ilişkisinin var olduğu bulunmuştur. Aynı sonuç Yi-ÜFE ile TÜFE arasındaki ve Yi-ÜFE ile Dolar kuru arasındaki ilişki için geçerli değildir.

Literatürde eşbütünleşme ile ilgili ampirik çalışmalar genellikle uzun dönemli ilişkinin varlığı ve niteliğinin sorgulanmasıyla sınırlı kalmıştır. Çalışmada, bu sınırlı kapsamın ötesine geçilerek, eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olmadığını tespit edildiği durumlarda ilgili değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin hangi noktada bozulduğunun bulunması amaçlanmaktadır. Bunun için, daha önce farklı alanlarda zaman serilerinde istatistiksel dağılım özelliklerinin değişime uğradığı noktaların tespitinde kullanılmış olan bir algoritmadan yararlanılmıştır. Analiz sonuçları, Budanmış Kesin Doğrusal Zaman (Pruned Exact Linear Time - PELT) algoritmasının (Killick vd., 2012) eşbütünleşik olmayan serilerde eşbütünleşik segmentlerin tespitinde başarılı olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda, bu çalışmanın literatüre metodolojik bir katkı sağladığı da belirtilebilir. Bulgular Yi-ÜFE ile TÜFE arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin 2018 yılının Haziran ayında bozulduğunu, Yi-ÜFE ile Dolar Kuru arasındaki ilişkideki yapısal kırılmanın da 2022 yılının Ocak ayında gerçekleştiğini ortaya koymaktadır. Yapısal kırılma tarihlerinin tespiti, bunların altında yatan sebeplerin tahmin edilebilmesi açısından da önem arz etmektedir.

Çalışmanın girişi izleyen ikinci bölümünde konuya ilişkin literatür ele alınmıştır. Üçüncü bölümde analizde kullanılan veri seti ve metodoloji açıklanmış, dördüncü bölümde ampirik bulgulara yer verilmiştir. Son bölümde sonuçlara dair değerlendirme ve yorumlar sunulmuştur.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Döviz kurundaki dalgalanmaların enflasyon üzerindeki etkileri çeşitli ülkeleri kapsayan ve çeşitli ekonometrik yöntemlerin kullanıldığı ampirik çalışmalarla ortaya konmuştur. McCarthy (1999) Belçika, Hollanda, İngiltere, İsveç, İsviçre ve Japonya’dan oluşan altı OECD ülkesinde döviz kuru değişimlerinin yurtiçi fiyatları üzerindeki etkisini incelemiştir. VAR modeli kullanarak yapılan bu çalışmada döviz kurlarının tüketici fiyatları üzerindeki etkisinin sınırlı olduğu, asıl güçlü etkinin ithalat fiyatlarındaki artış üzerinden gerçekleştiği bulunmuş, döviz kuru geçişkenliğinin ülkelerin dışa açıklığına bağlı olarak değiştiği ortaya konmuştur. Carranza vd. (2009) ise panel veri analizi ile yaptıkları çalışmada dolarizasyonun yüksek olduğu ülkelerde döviz kuru geçişkenliğinin daha güçlü gerçekleştiği sonucuna varılmıştır. Gagnon ve Ihrlik (2004) yirmi gelişmiş ülke üzerinde yaptığı çalışmada döviz kuru geçişkenliği ile enflasyon arasında güçlü ilişkiler tespit etmiştir. Campa ve Goldberg (2005) döviz kurundaki dalgalanmaların kısa dönemde sanayi ürünleri üzerinde, uzun dönemde ise diğer ürünlerin fiyatları üzerinde belirgin etkileri olduğunu ortaya koymuştur.

Döviz kuru geçişkenliği Türkiye özelinde de birçok çalışmada ele alınmıştır. Ayvaz Güven ve Uysal, 1983-2012 dönemi için reel efektif döviz kuru ile tüketici fiyatları arasında çift yönlü bir ilişki tespit etmiştir. Güneş (2013) 2018-2012 dönemini kapsayan çalışmada tüketici fiyatları ile Dolar ve Euro kurları arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermiştir. Yenice ve Yenisu (2019), 2003-2018 dönemini ele alan çalışmada Toda-Yamamoto testi kullanarak döviz kurundan enflasyon ve faiz oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Aynı sonucun 2009-2017 dönemi için de geçerli olduğu İşcan ve Durgun Kaygısız (2019) tarafından Granger nedensellik testi kullanılarak bulunmuştur. Şanlı (2022) 2005- 2021 dönemi için Dolar kuru, sanayi üretimi ve toptan eşya fiyatları arasında bir

eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ve dolar kurundan toptan eşya fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığından söz edilebileceğini ortaya koymuştur.

Ito ve Sato (2008) Asya krizi ve sonrasındaki kur şoklarının Endonezya, Filipinler, Güney Kore, Malezya ve Tayland'da yurtiçi fiyatları üzerindeki etkilerini VAR modeli kullanarak incelemiştir. Araştırma sonuçları, ülkelere göre farklılıklar göstermekle birlikte, kur şoklarının üretici fiyatları üzerindeki etkisinin tüketici fiyatlarına oranla daha yüksek gerçekleştiğini ortaya koymuştur. Bu noktada Endonezya'da gözlemlenen istisnai durum çalışmada vurgulanmıştır: Endonezya'da döviz kuru şoklarının tüketici fiyatlarına etkisi çok yüksektir. Buna ek olarak ülkede izlenen gevşek para politikası yurtiçi fiyatların daha da artmasına, dolayısıyla da hâlihazırda yüksek cari açık ve kısa dönemli dış borç sorunları olan bu ülkenin dış ticaretteki rekabet gücünü daha da kaybederek yeni kur şoklarına açık hale gelmesine yol açmıştır. Bu kısır döngü de Endonezya'nın krizden çıkmasını zorlaştırmıştır. Çalışmada bahsedildiği şekliyle Endonezya'nın içinde bulunduğu durumun yapısal sorunlar ve izlenen para politikası açısından Türkiye'nin güncel durumuyla olan benzerliği dikkat çekicidir.

Dolarizasyonun ve dışa bağımlılığın yüksek olduğu ülkelerde enflasyonla mücadelede izlenecek para politikasının döviz kurlarındaki değişimleri yakından takip etmesi zorunludur. Leiderman vd. (2006) enflasyon hedeflemesinin enflasyonun düşük düzeylerde kontrol altında tutulması noktasında etkili olduğunu ortaya koymuş, öte yandan döviz kurlarındaki oynaklığın izlenen para politikasının etkinliğini azaltarak enflasyon hedeflemesinin başarıya ulaşmasını engelleyebileceğini belirtmiştir. Enflasyon hedefine ulaşmadaki başarısızlıklar piyasadaki beklentileri olumsuz yönde etkilemekte, bu da makroekonomik dengelerin bozulmasına yol açabilmektedir. Kara ve Ögünç, (2008), 2001 krizi sonrasında Türkiye'de enflasyon hedeflemesine geçilmesiyle döviz kurundaki dalgalanmaların tüketici fiyatlarına etkisinin azaldığını ve yavaşladığını ortaya koymuştur. Çalışmaya göre enflasyon hedeflemesinin başarısında Merkez Bankası'nın kredibilitesi önemli role sahiptir.

Literatürde uzun dönemli dengelerin niteliğinin incelenmesinde Johansen eşbütünleşme testi (Johansen, 1988; Johansen ve Juselius, 1990) sıklıkla kullanılmıştır. Kim (1998), Amerika Birleşik Devletleri'nde döviz kurundaki değişimlerle üretici fiyatları arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi tespit etmiştir. Çalışmada ayrıca Granger nedensellik testi (Granger, 1969) kullanılarak döviz kurundan üretici fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ghazali vd. (2008) Malezya'da üretici ve tüketici fiyat endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Araştırma sonuçları, bu iki seri arasında uzun dönemli denge ilişkisi bulunduğunu ve üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Akçay (2011) beş Avrupa ülkesi için ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada, yalnızca Almanya'da bir eşbütünleşme ilişkisi tespit etmiş; Finlandiya, Fransa, Hollanda ve İsveç için bu iki fiyat serisi arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna varmıştır. Çalışmada ayrıca Toda-Yamamoto nedensellik testi (Toda ve Yamamoto, 1995) kullanılarak Finlandiya ve Fransa'da ÜFE'den TÜFE'ye tek yönlü ve Almanya'da iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Test sonuçlarına göre, Hollanda ve İsveç için ÜFE ve TÜFE arasında bir nedensellik ilişkisi yoktur.

Taylor (2000) hipotezine göre enflasyonun yüksek olduğu ülkelerde döviz kuru geçişkenliğinin de güçlü olması beklenir. Zorzi vd. (2007) Asya ve Latin Amerika ile Orta ve Doğu Avrupa'daki on iki gelişmekte olan ülke için döviz kuru geçişkenliği ile enflasyon düzeyi arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Döviz kurunda yüzde birlik bir artışın etkisinin, enflasyonun yüzde ondan düşük olduğu ülkelerde genel olarak yüzde onun altında; enflasyonun yüzde on ile yüzde yirmi düzeyleri arasında yaşandığı ülkelerde ise yüzde kırk civarında gerçekleştiği ortaya konmuştur. Çalışmanın yapıldığı dönemde yüzde altmışın üzerinde enflasyon oranlarına karşılık oldukça düşük döviz kuru geçişkenlik düzeylerinin gerçekleştiği iki ülke, Türkiye ve Arjantin'in Taylor hipotezine aykırı sonuç verdiği belirtilmiştir. Çalışmada döviz kurlarında, faiz

oranlarında ve yurt içi fiyatlarda oynaklığın yüksek olduğu durumlarda döviz kuru geçişkenliği için anlamlı bir ölçü geliştirilmesinin zorlaştığı sonucuna varılmıştır.

Türkiye için yapılan çalışmalarda, ÜFE, TÜFE ve döviz kuru arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ile ilgili sonuçlar ele alınan döneme bağlı olarak farklılık gösterebilmektedir. Akdi vd. (2006) 1987-2004 dönemi için yapılan çalışmada, toptan eşya fiyat endeksi ile TÜFE arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını Johansen ve Engle-Granger testleri kullanarak sorgulamıştır. Çalışma, bu iki testin farklı anlamlılık düzeylerinde farklı sonuçlar verdiğini; bu testlere alternatif olarak geliştirilen periodogram temelli eşbütünleşme testi kullanılarak elde edilen sonuçlara göre ise iki seri arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını ortaya koymuştur. Ülke ve Ergün (2014) Ocak 2003-Aralık 2013 dönemi için Johansen eşbütünleşme testi kullanarak ÜFE ve TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu; ayrıca TÜFE’den ÜFE’ye tek yönlü bir uzun dönemli nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermiştir. Tandoğan (2020), 2006-2019 dönemi için Dolar kuru ve tüketici enflasyonu arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada Engle-Granger eşbütünleşme yaklaşımına göre iki seri arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı, ancak Granger ve Yoon (2002) Saklı Eşbütünleşme testiyle serilerdeki pozitif şoklar arasında eşbütünleşme ilişkisinin tespit edildiği bildirilmiştir. Usupbeyli ve Uçak (2020) 2003-2019 dönemi için Dolar kuru ile tüketici ve üretici enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada Dolar kuru ile enflasyon oranları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiş, ancak Dolar kuru ile üretici enflasyonu arasındaki uzun dönemli ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ortaya konmuştur.

3. VERİ VE YÖNTEM

3.1. Veri

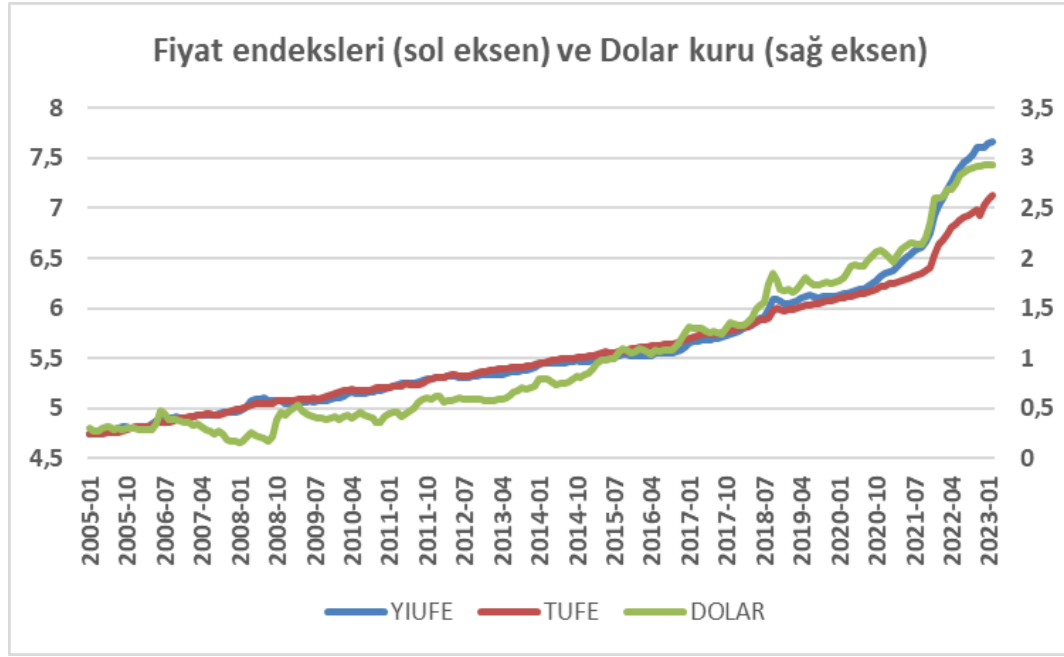
Çalışmada kullanılan Yurtiçi ÜFE ve TÜFE serileri TCMB Elektronik Veri Dağıtım sistemi üzerinden elde edilmiştir. Dolar kuru verisi ise Bloomberg tarafından sağlanan ay sonu ortalama döviz kurlarından oluşmaktadır. Çalışmada kullanılan zaman serileri 2005 Ocak-2023 Şubat ayları dönemini kapsamaktadır. Tüm seriler doğal logaritması alınmış halde analize dâhil edilmiştir.

Analiz edilen serilerle ilgili tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmiştir. Yİ-ÜFE ve TÜFE’nin benzer ortalama ve medyan değerlere sahip olmasına karşın Yİ-ÜFE değerlerindeki oynaklığın görece daha yüksek olduğu görülmektedir. Bunun yanında, Yİ-ÜFE dağılımdaki çarpıklık ve yığılma değerlerinin de önemli ölçüde yüksek olduğu dikkat çekmektedir. Bu durum üretici fiyatlarında son yıllarda gözlemlenen hızlı yükselişlerin bir yansıması olarak yorumlanabilir. Ele alınan dönemde Dolar kurundaki oynaklık fiyat endekslerine göre çok daha yüksek olmuştur. Dolar kuru, fiyat endekslerine göre çok daha düşük bir değer aralığına sahiptir ve ortalama değerler arasındaki fark yaklaşık 4.5’tir. Bu durum uzun dönemli ilişki denklemlerinin tahmininde dikkate alınması gereken bir husus olacaktır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler (Logaritmik Değerler)

| | Minimum | Maksimum | Ortalama | Medyan | Standart Sapma | Çarpıklık | Yığılma |
|--------|---------|----------|----------|--------|----------------|-----------|---------|
| Yİ-ÜFE | 4,7432 | 7,6676 | 5,5878 | 5,4410 | 0,6793 | 1,2922 | 1,3031 |
| TÜFE | 4,7405 | 7,1239 | 5,5462 | 5,4555 | 0,5635 | 0,7724 | 0,0516 |
| Dolar | 0,1622 | 2,9383 | 1,0271 | 0,7453 | 0,7586 | 0,9331 | -0,1625 |

Serilerin zaman içerisindeki değişimi aşağıdaki Şekil 1’de gösterilmiştir. Serilerin tek bir grafikte anlamlı bir şekilde görselleştirilebilmesi amacıyla iki ayrı eksen kullanılmıştır. Grafikte Dolar kuru değerleri sağ eksen, fiyat endeksleri sol eksende gösterilmiş, serilerin ortalama değerleri arasındaki farklar göz önünde bulundurularak sol eksendeki minimum değer 4,5 düzeyinde tutulmuştur. Yİ-ÜFE serisinin 2018 yılı ortasında TÜFE değerlerinin üzerine çıktığı, iki seri arasındaki bu farkın 2021 yılı itibarıyla giderek daha belirgin bir hale geldiği görülmektedir. Dolar kurunda da 2008, 2018, 2021 ve 2022 yıllarında kur şoku olarak tanımlanabilecek dikkat çekici büyüklükte artışlar gerçekleşmiştir.



Şekil 1: Yurtiçi ÜFE, TÜFE ve Dolar Kuru (Logaritmik Değerler)

3.2. Eşbütünleşme Testi: Engle-Granger Yaklaşımı

Analizin ilk aşamasında çalışmada kullanılan serilerin arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla seriler çiftler halinde Engle-Granger eşbütünleşme testlerine tabi tutulmuştur. Bu testlerin yapılabilmesi için öncelikle kullanılan serilerin durağan olup olmadığı test edilmelidir. Analiz edilen dönem boyunca serinin ortalaması veya varyansı sistematik olarak değişiyorsa serinin durağan olmadığı sonucuna varılır. Serinin içerdiği deterministik bir trendden dolayı durağan olmadığı tespit edilirse, serinin değişimini açıklayan modele zaman unsuru dâhil edilerek seri trendden arındırılır. Buna sebep olan trendin stokastik bir karaktere sahip olduğu durumda ise fark alma işlemi uygulanarak seri durağan hale getirilebilir. Bir serinin durağan hale getirilebilmesi için d defa fark almak gerekiyorsa, o serinin d 'inci dereceden bütünleşik ($I(d)$) olduğu sonucuna varılır. Eşbütünleşme testlerine tabi tutulacak serilerin aynı bütünleşme derecelerine sahip olmaları gerekmektedir. Serilerin bütünleşme derecelerini tespit etmek amacıyla her bir seri için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi yapılmıştır. Test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken | p değeri | Sonuç | Değişken | p değeri | Sonuç |
|----------|----------|---------------|-----------------|----------|---------|
| Yİ-ÜFE | > 0,99 | Birim kök var | Δ Yİ-ÜFE | < 0,01 | Durağan |
| TÜFE | > 0,99 | Birim kök var | Δ TÜFE | 0,0102 | Durağan |
| Dolar | 0,9892 | Birim kök var | Δ Dolar | < 0,01 | Durağan |

* Δ fark operatörüdür. Düzey serileri için sabit ve trend içeren model, fark serileri için ise sadece sabit içeren model kullanılmıştır. Sonuçların değerlendirilmesinde %5 anlamlılık düzeyi kullanılmıştır.

Test edilen serilerde yapısal kırılmalar bulunması durumunda standart birim kök testlerinin birim kök hipotezini reddetme yeteneği azalmaktadır (Perron, 1989). Bu durum göz önünde bulundurularak seriler üzerinde Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi (Zivot ve Andrews, 1992) de uygulanmıştır. Test sonuçları Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3: Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken | Test istatistiği | Sonuç | Değişken | Test istatistiği | Sonuç |
|----------|------------------|---------------|-----------------|------------------|---------|
| Yİ-ÜFE | -2,5502 | Birim kök var | Δ Yİ-ÜFE | -8,3153 | Durağan |
| TÜFE | -2,9791 | Birim kök var | Δ TÜFE | -12,7388 | Durağan |
| Dolar | -3,8943 | Birim kök var | Δ Dolar | -10,6247 | Durağan |

* Δ fark operatörüdür. Düzey serileri için trend içeren model, fark serileri için ise sabit içeren model kullanılmıştır. Kritik değerler, trend içeren modelde %1 anlamlılık düzeyi için -4,93, %5 anlamlılık düzeyi için -4,42, %10 anlamlılık düzeyi için -4,11 olarak; sabit içeren modelde ise %1 anlamlılık düzeyi için -5,34, %5 anlamlılık düzeyi için -4,8, %10 -4,58 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2 ve Tablo 3’te görüldüğü üzere, tüm seriler düzeyde birim kök içermektedir. Birinci sıra farkı alınan seriler durağan hale gelmektedir. Tüm serilerin I(1) olduğu bu durumda bu serilerin arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı araştırılabilir.

Engle-Granger eşbütünleşme testi, kolaylıkla uygulanabilen pratik bir yöntem izlediğinden sıklıkla tercih edilen bir testtir. Testin ikiden fazla değişken arasındaki olası eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesinde kullanılmıyor olması bu yöntemin zayıf yönünü teşkil etmektedir. Alternatif olarak Johansen eşbütünleşme testi bu tür durumlarda kullanılabilir. Ancak, bu test tarafından önerilen eşbütünleşme vektörleri salt istatistiksel temelde belirlenmekte, bu nedenle bu eşbütünleşme vektörleri tarafından tarif edilen uzun dönemli ilişkiler de çoğunlukla teorik olarak anlamsız olmaktadır. Bu çalışma özelinde de, kullanılan üç seri arasında Johansen eşbütünleşme testi kullanılarak tahmin edilecek uzun dönemli ilişki denklem(ler)i değişkenler arasındaki ikili ilişkilerin niteliği nedeniyle anlamsız olacaktır. Örneğin, Dolar kuru değişkeninin hem Yİ-ÜFE, hem de TÜFE üzerinde olması beklenen etkisi, ilk iki serinin arasındaki güçlü ilişkiden dolayı marjinal hale gelecektir. Üstelik çalışmada seriler arasındaki her bir uzun dönemli denge ilişkisinin ne zaman bozulduğunun tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Bu nedenlerle, bu çalışmada seriler çiftler halinde eşbütünleşme testine tabi tutulmuş, buna uygun olarak da Engle-Granger yöntemi izlenmiştir.

Engle-Granger eşbütünleşme testi için, ilk olarak aynı dereceden bütünleşik olduğu tespit edilen seriler arasında aşağıdaki doğrusal regresyon modeli kullanılarak eşbütünleşme vektörleri tahmin edilmiştir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Tahmin edilen ilk iki modelde Y_t Yİ-ÜFE serisini temsil etmektedir. Bu modellerin ilkinde tahmin edici TÜFE, ikincisinde ise Dolar kurudur. Yİ-ÜFE ve TÜFE serilerinin ortalama değerleri arasında anlamlı bir fark olmadığından bu serilerin bulunduğu ilk modelde kesim noktası (β_0) kullanılmamıştır. Son modelde ise TÜFE serisi Dolar kuruyla tahmin edilmiştir.

Engle-Granger yöntemine göre bir sonraki etap tahmin edilen modellerden edilen artıklar serilerinin durağan olup olmadığının test edilmesidir. Artıklar serisinin durağan olduğunun tespit edildiği durumda modelde kullanılan iki serinin eşbütünleşik olduğu, dolayısıyla da bu serilerin arasında uzun dönemli bir ilişki tanımlanabileceği sonucuna varılır. Durağan olmayan iki değişkenin doğrusal birleşiminden elde edilen serinin birim kök içermesi durumunda ise değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinden söz edilemez.

3.3. Yapısal Kırılma Noktalarının Tespiti: PELT Algoritması

Çalışmada, artıklar serisinin durağan olmadığının tespit edildiği durumlarda, kullanılan modeldeki değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin hangi noktada bozulduğunun bulunması amaçlanmaktadır. Uzun dönemli denge ilişkisinde yapısal kırılma tarihinin bulunması, bu yapısal kırılmanın altında yatan sebeplerin tahmin edilebilmesi açısından da önemlidir.

Yapısal kırılma noktalarını bulmak amacıyla, Budanmış Kesin Doğrusal Zaman (Pruned Exact Linear Time - PELT) algoritması (Killick vd., 2012) kullanılmıştır. PELT algoritması, zaman serilerinde istatistiksel dağılım özelliklerinin değişime uğradığı noktaların tespitinde kullanılacak yöntemlerin geliştirilmesini amaçlayan geniş bir literatürün parçasıdır (van den Burg ve Williams, 2020). Bu literatür dahilinde geliştirilen değişim noktası algoritmaları finanstan (Thies ve Molnár, 2018) akustiğe (Guarnaccia vd., 2015), mühendislikten (Li vd., 2021) epidemolojiye (Dehning vd., 2020) kadar çok çeşitli alanlarda kullanılmıştır.

Değişim noktası tespit algoritmaları, arama metodu, maliyet fonksiyonu ve kısıtlar olmak üzere üç temel bileşenden oluşmaktadır. Zaman serisinde bulunan değişim noktası sayısının bilinmediği durumlarda bu bileşenlere bir de ceza fonksiyonu eklenmektedir. PELT algoritmasında kullanılan arama metodu temelde aşağıdaki optimizasyon problemini çözmekte kullanılacak bir algoritmadan ibarettir:

$$\min_{\tau} \min_{\tau} \sum_{i=1}^{m+1} [C(x_{(\tau_{i-1}+1):\tau_i})] + \varphi f(m) \quad (2)$$

m , zaman serisinde bulunan değişim noktası sayısını göstermektedir. m tane değişim noktası seriyi $m+1$ homojen segmente bölmektedir. $x_{(\tau_{i-1}+1):\tau_i}$, i numaralı segmentte bulunan zaman serisi gözlemleridir. $C(\bullet)$ ilgili segment için hesaplanacak maliyet fonksiyonudur. Literatürde maliyet fonksiyonu için log-olabilirlik fonksiyonunun -2 ile çarpımından elde edilen değer sıklıkla kullanılmıştır. Bu çalışmada da maliyet fonksiyonu bu şekilde tanımlanmıştır. Algoritmadaki ikinci kısım, aşırı uyum (over fitting) eğilimine tedbir olarak işlev gören ceza fonksiyonunu içerir. PELT algoritmasında $f(m)$ değişim noktası sayısının doğrusal bir fonksiyonu, φ hiperparametresi pozitif değere sahip bir parametre olarak tanımlanmaktadır. Bu şekilde zaman serisinde tespit edilebilecek segment sayısı sınırlandırılabilir. Ancak segment sayısı algoritmada tanımlanan hiperparametreye göre değişebilir. Bu nedenle, bu çalışmada Haynes vd. (2017) tarafından önerilen parametrik olmayan bir yöntem takip edilerek, tek bir hiperparametre tanımlamak yerine ceza değerleri için geniş bir bant aralığı tanımlanmış ve optimal değişim noktaları bu aralığa göre tespit edilmiştir.

4. BULGULAR

Analizde ilk olarak, yukarıda $I(1)$ olduğu belirlenen Yi-ÜFE, TÜFE ve Dolar kuru serilerinin logaritmik değerleri kullanılarak (1) numaralı denklemde gösterilen doğrusal regresyon katsayıları tahmin edilmiştir. Regresyon sonuçları aşağıdaki tabloda özetlenmiştir. Tablonun ilk sütununda belirtilen değişkenler regresyonlardaki bağımlı değişkenlerdir. Tahmin edilen katsayıların standart hataları parantez içinde verilmiştir. Tüm katsayılar istatistiksel olarak kullanılabilir her düzeyde anlamlıdır.

Tablo 4: Doğrusal Regresyon Sonuçları

| Bağımlı Değişken | Kesim Noktası (β_0) | TÜFE | Dolar Kuru |
|------------------|-----------------------------|-------------------|-------------------|
| Yi-ÜFE | | 1,00936 (0,00177) | |
| Yi-ÜFE | 4,68668 (0,01559) | | 0,87729 (0,01222) |
| TÜFE | 4,79755 (0,01237) | | 0,72893 (0,00970) |

Daha önce de belirtildiği üzere, fiyat endeksi serilerinin benzer ortalama değerlere sahip olmaları nedeniyle bu iki serinin kullanıldığı regresyona kesim noktası dâhil edilmemiştir. Dolar kuru ve fiyat endeksi serilerinin ortalamaları arasındaki fark ise ilgili regresyonlardaki kesim noktalarında karşılık bulmuştur. Çalışmada ele alınan dönemde Yi-ÜFE ve TÜFE arasında birebir bir ilişki olduğu; Dolar kurunun Yi-ÜFE’ye etkisinin TÜFE’ye etkisinden daha güçlü gerçekleştiği görülmektedir.

Analizin ikinci aşamasında, tahmin edilen regresyon modellerinden elde edilen artıklar serilerinin durağan olup olmadığı test edilmiştir. Artıklar serileri üzerinde uygulanan ADF birim kök testi sonuçları Tablo 5’te verilmiştir. Tablonun sol kısmında, çalışmada ele alınan dönemin tümü için tahmin edilen modellerden elde edilen artıklar serilerine uygulanan birim kök testi sonuçları bulunmaktadır. Sonuçlara göre TÜFE’nin Dolar kuru ile tahmin edildiği son regresyon modelinden elde edilen artıklar serisi durağandır. Dolayısıyla TÜFE ve Dolar kuru arasında çalışmada ele alınan dönem boyunca bir eşbütünlük ilişkisinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Aynı sonuç Yi-ÜFE ile TÜFE arasındaki ve Yi-ÜFE ile Dolar kuru arasındaki ilişki için geçerli değildir.

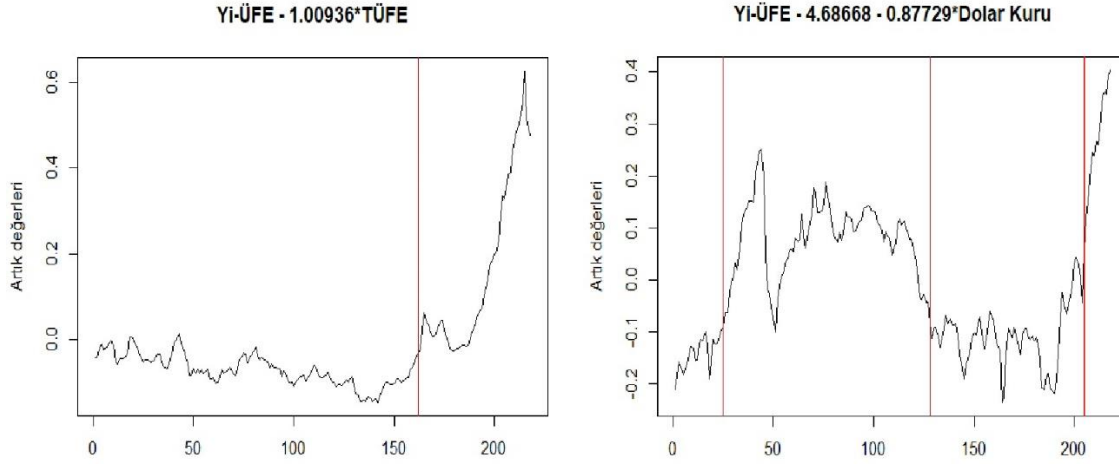
Tablo 5: ADF Birim Kök Testi Sonuçları – Artıklar Serileri

| Değişken | p değeri | Sonuç | Alt dönem | p değeri | Sonuç |
|---|----------|---------------|-------------------|----------|---------|
| $e(\text{Yi-ÜFE} \sim \text{TÜFE})$ | 0,9444 | Birim kök var | 01/2005 – 05/2018 | <0,01 | Durağan |
| $e(\text{Yi-ÜFE} \sim \text{Dolar Kuru})$ | 0,1763 | Birim kök var | 01/2005 – 12/2021 | 0,0165 | Durağan |
| $e(\text{TÜFE} \sim \text{Dolar Kuru})$ | 0,0154 | Durağan | | | |

* $e(\bullet)$ ilgili regresyon modelinden elde edilen artıklar serisidir. Testlerde sabit ve trend içermeyen model kullanılmıştır. Sonuçların değerlendirilmesinde %5 anlamlılık düzeyi kullanılmıştır.

Durağan olmadığı tespit edilen artıklar serileri üzerinde PELT algoritması kullanılarak değişim noktaları tespit edilmiştir. Kullanılan algoritma, serilerin istatistiksel özelliklerinde bir değişim yaşanmadan önceki son gözlemi raporlamaktadır. Şekil 2’de bu noktalar işaretlenerek gösterilmiştir. Yi-ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişki için 2018 yılının Mayıs ayına denk gelen 161. gözlem değişim noktası olarak tespit edilmiştir. Yi-ÜFE ve Dolar kuru arasındaki ilişki için ise üç değişim noktası bulunmuştur: Ocak 2007 (25. gözlem), Ağustos 2015 (128. gözlem) ve Aralık 2021 (205. gözlem). Tespit edilen değişim noktaları durağan olması muhtemel segmentlerin belirlenmesinde yardımcı olmakla birlikte, bu konuda kesin bir sonuç sağlamamaktadır. Bu nedenle, belirlenen segmentlerin durağanlığının ayrıca test edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, belirlenen segmentler için regresyon modelleri yeniden tahmin edilerek artıklar serileri elde edilmiş; elde edilen bu yeni artıklar serileri üzerinde birim kök testleri yapılmıştır. Test sonuçları Tablo 5’in sağ kısmında verilmiştir. Yi-ÜFE ve TÜFE arasında Ocak 2005-Mayıs 2018 dönemi için tahmin edilen regresyondan elde edilen artıklar

serisinin durağan olduğu görülmektedir. Yi-ÜFE ve Dolar kuru ile arasındaki ilişki ile ilgili olarak ise mümkün olan en uzun segmentin test edilmesi amacıyla öncelikle tespit edilen son değişim noktası kullanılarak Ocak 2005-Aralık 2021 dönemi ele alınmıştır. Söz konusu dönem için elde edilen artıklar serisinin de durağan olduğu sonucuna varıldığından alternatif segmentlerin test edilmesine gerek kalmamıştır.



Şekil 2: Değişim Noktaları – Artıklar Serileri

Bulgular doğrultusunda, Yi-ÜFE ve TÜFE arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin 2018 yılının Haziran ayı itibarıyla bozulduğu görülmektedir. Şekil 2’de de görüldüğü üzere, bu tarihten sonraki dönemde Yi-ÜFE ve TÜFE arasındaki fark hızla artmıştır. Fiyat endeksleri arasındaki makasın açılmasının 2018 yılında Türkiye’de yaşanmakta olan döviz ve borç kriziyle açıklanması kısmen mümkün görünmektedir. Söz konusu yıl içerisinde gittikçe derinleşen ödemeler dengesi sorunu döviz kurunda hızlı bir yükselişe yol açmış, döviz kurundaki bu sert yükselişin üretici fiyatlarına etkisinin tüketici fiyatlarına göre daha hızlı gerçekleşmesi de bu makasın açılmasına neden olmuştur. Bu argüman, sorunun çıkış noktasını tespit etmekle birlikte, fiyat endeksleri arasında açılan makasın sonrasında neden kapanmadığını açıklamakta yetersiz kalmaktadır. Bu dönemde Yi-ÜFE ve TÜFE arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin yok olmasının ekonomik beklentilerin giderek bozulması ile ilgili olduğu görülmektedir. 2018 yılının Mayıs ayından itibaren Merkez Bankası’nın faiz politikası hükümet tarafından sert eleştirilere tabi tutulmuş, Haziran ayında ekonomi yönetiminin değişmesiyle de Merkez Bankası’nın bağımsızlığının sorgulanır hale geldiği bir döneme girilmiştir. Yeni ekonomi yönetiminin yaptığı geleneksel olmayan para politikası tercihlerinin Haziran ayında gerçekleşen genel seçimler sonrası izlenecek ana hat olacağı anlaşılmıştır. Bu gelişmelere paralel olarak, enflasyonda hedeflenen düzeylere uzun süre ulaşamayacağı yalnızca piyasa tarafından değil, Merkez Bankası tarafından da kabul edilmiştir. Tüketici güveninin 2018 yılının Temmuz ayından başlayarak sert bir düşüş trendi izlemesi ve yine 2018 yılının ikinci yarısında ekonomik büyümede yaşanan yavaşlama/gerileme, üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına geçişin sınırlı kalacağı bir ortam oluşmasına neden olmuştur. Üretici fiyatları ile Dolar kuru arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin bozulması ise 2022 yılının Ocak ayında gerçekleşmiştir. 2021 yılının Ocak ayında 7,3 Türk Lirası seviyelerinde seyreden Dolar kuru, Eylül ayında 8,3 Türk Lirası seviyesine ulaşmıştır. Dolar kurundaki bu yükselişe rağmen, Merkez Bankası’nın Eylül ayından başlayarak üç ay içerisinde faiz oranlarını kararlı bir biçimde beş yüz baz puan düşürmesi sonucunda ülke ekonomisi yeniden bir kur şokuyla karşı karşıya kalmıştır. Kasım ayında 9,5

Türk Lirası olan Dolar kuru Aralık ayı ortasında 16 Türk Lirası seviyesinin de üzerine tırmanmıştır. Bu noktada devreye alınan Kur Korumalı Mevduat ve özellikle bankacılık sektörüyle ilgili diğer piyasa dışı önlemler Dolar kurunu sert bir şekilde aşağıya çekmiştir. Bu dönemde enflasyon hedeflemesinden tamamen vazgeçildiği, enflasyonla mücadelenin döviz kurlarının baskılanmasına indirildiği görülmektedir. Döviz kurlarının baskılanması üretim maliyetlerinde beklenen etkiyi yaratamamıştır. Kurlardaki büyük oynaklık, Merkez Bankası rezervlerinin zayıflığı, cari açığın yüksek seviyelerde seyretmeye devam etmesi gibi faktörlerin yanında, bir de Rusya-Ukrayna savaşının patlak vermesi belirsizliği arttırmıştır. Bu belirsizlik ortamı fiyatlama davranışını önemli ölçüde etkilemiştir. Üreticiler yerine koyma maliyetlerinin hızla artacağı beklentisiyle kendilerini güvenceye alabilmek adına fiyatlarını maliyet artışlarıyla açıklanabilecek oranların da üzerinde arttırmışlardır. Tedarik zinciri içerisinde yaygınlaşan bu davranış, fiyatlamada cari döviz kurlarından daha yüksek düzeylerin zimnen kabulüne, dolayısıyla da üretici fiyatları ve Dolar kuru arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin yok olmasına yol açmıştır.

5. SONUÇ

Çalışmada Dolar kuru ve fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerinin niteliğinin ortaya konması amaçlanmıştır. Bu bağlamda, 2005 Ocak-2023 Şubat döneminde Yi-ÜFE, TÜFE ve Dolar kuru arasında bir eşbütünleşme olup olmadığı Engle-Granger yaklaşımıyla araştırılmıştır. Analiz sonuçları, TÜFE ve Dolar kuru arasında çalışmada ele alınan dönem boyunca bir eşbütünsellik ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Aynı sonucun Yi-ÜFE ile TÜFE arasındaki ve Yi-ÜFE ile Dolar kuru arasındaki ilişkiler için geçerli olmadığı görülmüştür. Eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olmadığı tespit edildiği bu durumlarda, ilgili değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin hangi noktada bozulduğu PELT algoritması yardımıyla tespit edilmiştir. Bulgular Yi-ÜFE ile TÜFE arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin 2018 yılının Haziran ayında bozulduğunu, Yi-ÜFE ile Dolar Kuru arasındaki ilişkideki yapısal kırılmanın da 2022 yılının Ocak ayında gerçekleştiğini ortaya koymaktadır.

Uzun dönemli makroekonomik dengelerin bozulduğu tarihler dikkate alındığında, ekonomik belirsizliklerin ve piyasa dışı müdahalelerin artması ve bunun sonucunda beklentilerin bozulmasının önemli role sahip olduğu kestirilebilmektedir. 2018 yılında yaşanan döviz ve borç krizinin yol açtığı maliyet şokları üretici fiyatlarında sert artışlara sebep olmuştur. Bu dönemde Merkez Bankası'nın bağımsızlığının sorgulanır hale gelmesi, yeni ekonomi yönetiminin yaptığı geleneksel olmayan para politikası tercihlerinin devam edeceğinin anlaşılması, enflasyon hedeflerinin inandırıcılığını kaybetmesi gibi sebeplerle üretici ve tüketici fiyatları arasında açılan makasın kapanmadığı değerlendirilmiştir. Üretici fiyatları ile Dolar kuru arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin bozulmasının arkasında ise Kur Korumalı Mevduat uygulamasının olduğu tespit edilmiştir. Bu uygulamayı takiben piyasada enflasyon hedeflemesinden tamamen vazgeçildiği ve enflasyonla mücadelenin döviz kurlarının baskılanmasına indirildiği inancı yaygınlaşmıştır. Bu dönemde etkili olan iç ve dış belirsizlik faktörlerinin de etkisiyle değişen fiyatlama davranışı üretici fiyatlarının maliyet artışlarıyla açıklanabilecek oranların da üzerinde artmasına sebep olmuştur.

Çalışmada konu edilen değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerinin bozulmuş olması, bu değişkenlerin düzeyi veya oynaklığından kaynaklanabilecek sorunların ötesinde, çok daha kapsamlı bir soruna işaret etmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin artık geçerli olmadığı durumlarda, var olan dengesizlikler cari makroekonomik dinamiklerin doğal işleyişiyle, kendiliğinden düzelmesi mümkün olmamaktadır. Beklentilerin bozulduğu ve politikaların sürdürülebilirliğinin sorgulandığı böylesi durumlarda alınabilecek standart para politikası tedbirlerinin etkinliği de azalmaktadır. Sorunun kaynağı bu şekilde tespit edildiğinde,

çözüm için öncelikle ilgili kurumlara güveni yeniden tesis etmeyi hedefleyen, köklü düzenlemelerin hayata geçirilmesi gerektiği anlaşılabacaktır. Merkez Bankası'nın bağımsızlığı ile ilgili ciddi endişelerin bulunduğu ortamda alınacak ölçülü bir faiz artırım kararı döviz kurlarında, dolayısıyla da enflasyonda beklenen etkinlikte sonuç vermeyecektir. Zira artık piyasaların ikna edilebilmesi için parasal sıkılaştırma adımlarının başlaması yetmeyecek; bu adımların istikrarlı bir şekilde, eski reel faiz ortamından çıkmak hedefiyle devam edeceğinin gösterilmesi gerekecektir. Beklentilerin yönetilmesi sadece Merkez Bankası'nın kabiliyetleriyle kotarılamayacak, geniş kapsamlı bir süreçtir. Örneğin bütçe disiplininin sağlanabilmesi yolunda inandırıcı adımların atılması ve ciddi maliyet yaratan Kur Korumalı Mevduat uygulamasının sona erdirilebileceği koşulların yaratılması da tüm ekonomi yönetiminin öncelikle üzerinde durması gereken konular olarak görünmektedir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Makale tek yazar tarafından üretilmiştir.

Çıkar Beyanı

Yazar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Akçay, S. (2011). The causal relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical evidence from selected European countries. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 227-232.
- Akdi, Y., Berument, H. ve Cilasun, S. M. (2006). The relationship between different price indices: Evidence from Turkey. *Physica A*, 360, 483-492.
- Ayvaz Güven, E. T. ve Uysal, D. (2013). Türkiye’de döviz kurlarındaki değişme ile enflasyon arasındaki ilişki (1983-2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 5(9), 141-156.
- Campa, J. M. ve Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690
- Carranza, L., Galdon-Sanchez, J. E. ve Gomez-Biscarri, J. (2008). Exchange rate and inflation dynamics in dollarized economies. *Journal of Development Economics*, 89(1), 98-108.
- Dehning, J., Zierenberg, J., Spitzner, F. P., Wibrat, M., Neto, J. P., Wilczek, M. ve Priesemann, V. (2020). Inferring change points in the spread of COVID-19 reveals the effectiveness of interventions. *Science*, 369(6500), eabb9789.
- Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *American Economic Review*, 77(1), 93-106.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Gagnon, J. E. ve Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- Ghazali, M. F., Yee, O. A. ve Muhammad, M. Z. (2008). Do producer prices cause consumer prices? Some empirical evidence. *International Journal of Business and Management*, 3(11), 78-82.
- Goldberg, P. K. ve Knetter, M. M. (1996). Good prices and exchange rate: What have we learned? *NBER Working Paper 5862*.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relationships by econometrics models and cross- spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 425-435.
- Granger, C. W. J. ve Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. *University of California, Department of Economics Working Paper*. San Diego: University of California.
- Guarnaccia, C., Quartieri, J., Tepedino, C. ve Rodrigues, E. R. (2015). An analysis of airport noise data using a non-homogeneous Poisson model with a change-point. *Applied Acoustics*, 91, 33-39.
- Güneş, Ş. (2013). Türkiye’de kur rejimi uygulaması ve enflasyon ilişkisi üzerine bir analiz. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(2), 65-77.
- Haynes, K., Eckley, I. A. Fearnhead, P. (2017). Computationally Efficient Changepoint detection for a range of penalties. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 26(1), 134-143.
- IMF (2022). Navigating the high-inflation environment. *Global Financial Stability Report*, 10/2022. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Ito, T. ve Sato, K. (2008). Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: Vector autoregression analysis of the exchange rate pass-through. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1407-1438.
- İşcan, H. ve Durgun Kaygısız, A. (2019). Türkiye’de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranı ilişkisi: 2009-2017 uygulaması. *İğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17, 581-604.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

- Kara, H. ve Ögünç, F. (2008). Inflation targeting and exchange rate pass-through: The Turkish experience. *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(6), 52-66.
- Killick, R., Fearnhead, P. ve Eckley, I. A. (2012). Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.
- Leiderman, L., Moino, R. ve Parrado, E. (2006). Inflation targeting in dollarized economies. In A. Armas, A. Ize, E. L. Yeyati (Eds.), *Financial Dollarization. Procyclicality of Financial Systems in Asia*. London: Palgrave Macmillan.
- Li, Y., Bao, T., Shu, X., Gao, Z., Gong, J. ve Zhang, K. (2021). Data-driven crack behavior anomaly identification method for concrete dams in long-term service using offline and online change point detection. *Journal of Civil Structural Health Monitoring*, 11(5), 1449-1460
- McCarthy, J. (1999). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies. *Bank for International Settlements*, 1-36.
- Menon, J. (1996). The degree and determinants of exchange rate pass-through: Market structure, non-tariff barriers and multinational corporations. *The Economic Journal*, 106(435), 434-444.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Şanlı, O. (2022). Döviz kuru dalgalanmalarının enflasyona etkisi: Türkiye örneği. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 12(3), 2487-2514.
- Tandoğan, D. (2020). Türkiye’de enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişki: Granger ve Yoon (2002) saklı eşbütünleşme yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 21(2), 53-62.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44, 1389-1408.
- Thies, S. ve Molnár, P. (2018). Bayesian change point analysis of Bitcoin returns. *Finance Research Letters*, 27, 223-227.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Ülke, V. ve Ergün, U. (2014). The relationship between consumer price and producer price indices in Turkey. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 3(1), 205-222.
- van den Burg, G. J. ve Williams, C. K. (2020). An evaluation of change point detection algorithms. arXiv e-prints, arXiv-2003.
- Yenice, S. ve Yenisu, E. (2019). Türkiye’de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranlarının etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(4), 1065-1086.
- Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.
- Zorzi, M. C., Hahn, E. ve Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. *ECB Working Paper*, 739, European Central Bank.

Extended Summary

When was the PPI-CPI-Exchange Rate Balance Broken in Turkey?

Breakpoint Detection in Cointegration Relationships

The relationship between the Producer Price Index (PPI) and the Consumer Price Index (CPI) has always been a significant subject of academic studies and policymakers. Studies have generally focused on the causal relationships, short-term pass-through or long-run equilibrium relationships between PPI and CPI. The transition of cost shocks to producer prices is faster and stronger than for consumer prices, and it takes time for the increase in producer prices caused by cost shocks to be reflected on consumer prices. In cases where the imbalance between price series can be corrected in the long term, it can be mentioned that there is a cointegration relationship between these series.

In developing countries, inflation expectations in the market may deteriorate during periods when an imbalance between interest rates, exchange rates, and inflation occurs. In countries experiencing this situation, dollarization reaches high levels, and exchange rate pass-through increases. In markets where high inflation has been persistent, there is a strong tendency for prices to be indexed to currency exchange rates. In these countries, central banks can intervene directly or indirectly in exchange rates within the framework of inflation targeting. However, problems such as high external debt, current account deficits, or insufficient foreign exchange reserves prevent such interventions from being a sustainable and effective solution.

Exchange rate volatility is a crucial factor that affects both price indices, particularly in countries like Turkey, which are highly dependent on foreign sources, especially for intermediate goods and energy. The effects of the currency crisis that began in Turkey in 2018 have continued to the present and even deepened further with the Covid-19 pandemic and the Russia-Ukraine war. The monetary policy adopted during this period prioritized growth over the fight against inflation, leading to the deterioration of macroeconomic balances and increased fragility in the country's economy.

Given the dramatic changes in macroeconomic data and applied policies, it became crucial to investigate the nature of the long-run equilibrium relationship between the exchange rate and inflation. In this context, this study aims to determine whether there is a cointegration between the Domestic PPI, CPI, and Dollar exchange rate. The time series used in the study cover the period from January 2005 to February 2023. All variables are taken in logarithmic form. The series underwent Engle-Granger (Engle and Granger, 1987) cointegration tests in pairs, and the residuals series that are obtained using the estimated cointegration vectors were tested for stationarity. The analysis shows that there is a cointegrating relationship between the CPI and the Dollar rate throughout the study period. However, the same result does not apply to the relationship between Domestic PPI and CPI or between Domestic PPI and Dollar exchange rate.

In the cases where the cointegration relationship is not valid, the study aims to determine at what point the long-run equilibrium relationship between the related variables is broken. To achieve this, an algorithm that was used in various scientific domains for determining the points where statistical distribution characteristics change in time series is employed. The analysis results show that the Pruned Exact Linear Time (PELT) algorithm (Killick et al., 2012) is successful in detecting cointegrated segments in non-cointegrated series. Thus, this study contributes methodologically to the literature. The findings reveal that the long-run equilibrium relationship between Domestic PPI and CPI is broken in June 2018, and the structural break in the relationship between Domestic PPI and Dollar rate occurred in January 2022.

The determination of the structural break dates is also crucial in predicting the underlying causes. The cost shocks caused by the foreign exchange and debt crisis in 2018 led to sharp increases in producer prices. During this period, it was evaluated that the gap between producer and consumer prices could not be narrowed due to the fact that the independence of the Central Bank became questionable, the unconventional monetary policy choices made by the new economic administration would continue, and the inflation targets lost their credibility. The study also reveals that the implementation of Currency Protected Deposit is behind the deterioration of the long-term equilibrium relationship between producer prices and the Dollar exchange rate. Following this practice, the belief that inflation targeting was completely abandoned in the market, and the fight against inflation was reduced to the suppression of exchange rates became widespread. Changing pricing behavior, combining with the effect of internal and external uncertainty factors that were effective during this period caused producer prices to increase beyond the rates that can be explained by cost increases.

The fact that the long-run equilibrium relations between the variables in the study are broken indicates a much more comprehensive problem beyond the problems that may arise from the level or volatility of these variables. In cases where the cointegration relationship is no longer valid, the existing imbalances cannot be corrected with the natural functioning of the current macroeconomic dynamics. The effectiveness of standard monetary policy measures also decreases in such situations where expectations are deteriorated, and the sustainability of policies becomes questionable. When the source of the problem is identified as such, it will be understood that for an effective solution, fundamental regulations aimed at re-establishing trust in the relevant institutions should be put into practice.