



Abant Sosyal Bilimler Dergisi


Journal of Abant Social Sciences

2022, 22(2): 685 – 701, doi: 10.11616/asbi.1095869



Üretici Fiyatlarının Tüketici Fiyatlarına Etkisi: Türkiye'den Kanıtlar

The Effect of Producer Prices on Consumer Prices: Evidences from Turkey

Orhan Şanlı¹ 

Geliş Tarihi (Received): 30.03.2022

Kabul Tarihi (Accepted): 06.06.2022

Yayın Tarihi (Published): 31.07.2022

Öz: Bu çalışmada ÜFE ve TÜFE arasında nedensellik ve eşbütünleşme ilişki 2005-2021 yılları arasında aylık veriler kullanarak Türkiye özelinde incelenmiştir. Bu amaçla ARDL sınır testi, Granger testi ve Toda-Yamamoto testi yöntemleri kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, ÜFE ve TÜFE arasında oldukça güçlü bir eşbütünleşme ilişkisi vardır ve seriler birlikte hareket etmektedir. Öyle ki, uzun dönemde ÜFE'de meydana gelen %1'lik bir artışın TÜFE'de yaklaşık %1.1 oranında bir artışa yol açtığı görülmektedir. Son olarak standart Granger ve Toda-Yamamoto testlerine göre ÜFE'den TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Bu sonuçlar Türkiye'de ÜFE'nin, TÜFE'nin önemli bir belirleyicisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca bu sonuçlara göre enflasyon hedeflemesi programının sürdürülebilmesi için ÜFE'den TÜFE'ye geçişi sağlayan maliyet itici etkenlerin dikkate alınması önemlidir.

Anahtar Kelimeler: ÜFE, TÜFE, ARDL, Toda-Yamamoto, Granger Nedensellik

&

Abstract: In this study, the causality and cointegration relationship between PPI and CPI was examined in Turkey, using monthly data between the years 2005-2021. For this purpose, ARDL bounds test, Granger test and Toda-Yamamoto Granger causality test methods were used. According to the results of the analysis, there is a very strong cointegration relationship between PPI and CPI and the series move together. In fact, it is seen that a 1% increase in PPI in the long term leads to an increase of approximately 1.1% in CPI. Finally, according to the standard Granger and Toda-Yamamoto tests, there is a unidirectional causality relationship from PPI to CPI. These results show that PPI is an important determinant of CPI in Turkey. In addition, according to these results, it is very important to consider the cost push factors that enable the transition from PPI to CPI in order to maintain the inflation targeting program.

Keywords: PPI, CPI, ARDL, Toda-Yamamoto, Granger Causality.

Atıf/Cite as: Şanlı, O. (2022). Üretici Fiyatlarının Tüketici Fiyatlarına Etkisi: Türkiye'den Kanıtlar. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(2), 685 - 701. doi: 10.11616/asbi.1095869

İntihal-Plagiarizm/Etik-Ethic: Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği, araştırma ve yayın etiğine uyulduğu teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and it has been confirmed that it is plagiarism-free and complies with research and publication ethics. <https://dergipark.org.tr/pub/asbi/policy>

Copyright © Published by Bolu Abant İzzet Baysal University, Since 2000 – Bolu

¹ Araştırma Görevlisi, Orhan Şanlı, Adnan Menderes Üniversitesi, orhan_sanli@windowslive.com.

1. Giriş

Son yıllarda üretici fiyat endeksi (ÜFE) ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) arasındaki ilişkiyi konu alan çalışmalar daha fazla dikkat çekmeye başladı. İki değişken arasındaki ilişkiyi konu alan geleneksel görüşler üretici fiyatlarındaki değişimlerin nihai aşamada TÜFE'ye yansıdığı (Jones, 1986:42; Ghazali, vd., 2008:78; Tiwari, 2012,) ve ÜFE'nin TÜFE'nin öncü göstergesi olduğu kabul edilir (Caporale vd., 2002:704; Shahbaz vd., 2009:79). ÜFE ve TÜFE arasındaki bu ilişkinin boyutu yurt içi enflasyon oranları, para politikası uygulamaları ve ülke ekonomisinin enflasyon analizi için önemli bir göstergedir (Tiwari vd., 2013:151). Çünkü bir ülkedeki mal ve hizmetlerin fiyatı, değişim oranları ve ölçülmesi temel ekonomik sorunların merkezinde yer almaktadır. Bu doğrultuda fiyatlar genel seviyesi yani enflasyon oranları ekonominin her alanına etki eden bir konudur. Örneğin büyüme, verimlilik, vergi politikası, bütçe dengesi, borçlanma, para ve maliye politikası, ücretler, reel getiriler ve yoksulluk oranları gibi makro ve mikro ölçekte en temel konular hiç şüphesiz enflasyonun etkilediği alanlardır (Boskin, vd., 1998:3).

Uygulamada endekse dayanan iki yönlü bir enflasyon hesaplaması ortaya çıkmaktadır. Bunlardan biri ÜFE, diğeri ise TÜFE'dir. TÜFE, daha önce ifade edildiği gibi hanehalkının yaşam maliyeti ile ilgilidir, ÜFE ise üreticilerin girdi ve çıktı fiyatlarındaki değişim olarak kabul edilir. Bu yönüyle girdi ÜFE, çıktı ÜFE ve katma değerli ÜFE üreticilerin dikkate aldığı fiyat değişimleridir (IMF, 2010:11) Dolayısıyla ÜFE sadece enflasyon göstergesi değildir, aynı zamanda ulusal politikaların oluşturulmasında da temel teşkil eden bir değişkendir (Li vd., 2019:219).

Bu bilgiler ışığında geleneksel fiyat aktarım teorisi ÜFE'deki dalgalanmaların nihai aşamada TÜFE'ye geçeceğini ifade etmektedir (Jones, 1986:42; Ghazali vd., 2008; Tiwari, 2012: 1571; Li vd., 2019). Buna karşın TÜFE'deki dalgalanmaların ÜFE'ye geçeceğini ifade eden çalışmalar da vardır (Cushing ve McGarvey, 1990)². Barth ve Bennet (1975), Jones (1986), Shahbaz vd., (2009), Alemu (2011), Akçay (2011) ve Lee vd., (2014), ÜFE ve TÜFE arasındaki bu ilişkinin maliyet (arz zinciri) ve talep yönlü etkilerden kaynaklandığını belirtmişlerdir. Arz yönlü görüşe göre TÜFE ve ÜFE arasındaki bağlantıyı üretim zinciri sağlar ve hammadde girdi fiyatlarının nihai aşamada tüketici fiyatlarına yansıdığını ifade etmişlerdir (Clark, 1995; Rogers, 1998).

TÜFE ve ÜFE arasındaki bu ilişki ve bağlantı bir üretim zincirinin yukarı yönlü üretiminden aşağı yönlü tüketim bağlantısı olarak kabul edilir. Yani ÜFE yukarı üretim akışını, TÜFE, aşağı tüketim akışını temsil etmektedir. Bu ilişkinin daha çok arz ve talep şoklarıyla ilgili olduğu daha önce ifade edilmişti. Örneğin yukarı yönlü arz şokları nihai aşamada, aşağı tüketim akışlarına yansiyarak ÜFE'den TÜFE'ye geçiş gerçekleşir. Tersisi durumda ise talep teorisi geçerlidir, talep, mal ve hizmetlerin fiyatını belirlediği için aşağı tüketim akışından yukarı üretim akışına doğru bir fiyat geçişinin olması beklenir. Yani talep edilen mal ve hizmetler üreticilerin fiyatlarını belirler (girdi fiyatları, üretim maliyeti, fırsat maliyeti, gelecek beklentileri vs.) ve böylece TÜFE'nin ÜFE'ye yansması gerçekleşmiş olur (Colclough ve Lange, 1982; Cushing ve McGarvey, 1990; Caporale vd., 2002; Li vd., 2019:219). Barth ve Bennet (1975)³ bu konuya talep-itici enflasyon teorisiyle dikkat çekmişler ve aşırı talebin enflasyonu tetiklediğini, böylece genişleyen ekonomilerde bu nedenle yüksek talebin yüksek enflasyona neden olduğunu ifade etmişlerdir. Bu doğrultuda büyüme oranları yüksek olan gelişmekte olan ülkelerde ortalama enflasyonun gelişmiş ülkelere göre yüksek olmasının "maliyet-itici ve talep-çekici" enflasyonun birlikte var olmasından kaynaklandığı söylenebilir.

ÜFE'deki değişikliklerin TÜFE'nin tüm kalemlerinde benzer veya aynı oranda yansiyacağı şeklinde beklentiler, endeksler arasındaki farklılık nedeniyle gerçekleşmemektedir. Yani ÜFE'deki dalgalanmaların TÜFE'ye benzer şekilde yansması her zaman mümkün gözükmemektedir. Çünkü ÜFE ve

² Caporale vd., (2002:705), TÜFE'den ÜFE'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin emek arzı ve çalışanların satın alma gücünü belirleyen emek ücretiyle ilgili olabileceğini belirtmişlerdir.

³ Barth ve Bennet (1975), Tiwari, (2012), Lee vd., (2014), literatürde enflasyon tartışmalarının maliyet itme ve talep çekme olmak üzere iki başlık üzerinde şekillendiğini ifade ettiler. Maliyet baskısı savunucularına göre enflasyonun nedeni talep değil, ücretlerdeki artışların maliyetlerde yol açtığı baskılardır. Parasalcı veya talep çekici enflasyon savunucularına göre gereğinden fazla artan para arzının talep enflasyonunu tetiklediğini iddia etmişlerdir.

TÜFE arasında kavramsal ve tanısal farklılıkların yanı sıra, ölçüm ve fiyat hareketliliği farklılıkları belirgindir. Bu doğrultuda ABD Çalışma İstatistikleri Bürosu’na göre kapsam, sınıflandırma ve diğer teknik farklılıklardan dolayı ÜFE, TÜFE’ye birebir yansımamaktadır (BLS, 2011; Weinhagen, 2014).

ÜFE ve TÜFE arasındaki farklılıklar aynı zamanda reel ve nominal döviz kurları, kur rejimleri, para ve maliye politikaları, iç ve dış fiyat rekabeti, ücretlerle de yakından ilgilidir. Özellikle Türkiye gibi hammadde ve yüksek teknoloji temelli ürünlerde dışa bağımlılığı yüksek olan ülkelerde kur dalgalanmaları ÜFE’den TÜFE’ye geçişi etkilemektedir. Bu etkinin geçiş derecesi ise yukarıda da ifade edildiği gibi başka değişkenlerle de ilgilidir. Engle (1978:872) ve Caporale vd., (2002:704), Shahbaz vd., (2009:79), Tiwari (2012:1571), bu konuya atıfta bulunarak, TÜFE’nin yurt içi ÜFE’ye, ithalat fiyatlarına, döviz kurlarına, vergilere, malların marjinal maliyetine, markup fiyatlamaya bağlı olduğunu belirterek, fiyat değişimlerini sadece arz ve talebe bağlayan geleneksel görüşten ayrılmışlardır.

Döviz kurları Türkiye’de TÜFE’yi yakından ilgilendirir. Çünkü kur dalgalanmaları hem üretici hem de tüketici fiyatlarını ihraç veya ithal edilen mallar üzerinden etkiyelebildiği gibi çalışan grupların yaşam maliyetlerini de önemli oranda etkilemektedir. Yani maliyet-itici ve talep-çekici etkilerden dolayı kurların TÜFE’de belirgin bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Bu konuda P. Krugman (1987), kur dalgalanmalarının ticarete konu olan malların fiyatlarına veya üreticilerin maliyet ve fiyatlarına yansiyebileceğini belirtmiştir. Bu durumda ihracatçı ülke yerel para biriminde kasıtlı olarak değer kaybına izin verebilir ve böylece ithalatçı ülkenin karşılaştığı yüksek ithal fiyatlarında yeniden dengeleme başlar. İhracatçı ülkeden ithalatçı ülkeye mal akışı devam edebilir. Burada kur dalgalanmalarının yerel fiyatlara geçişi ithal ürünlerin hangi para biriminden fiyatlandığıyla yakından ilgilidir.

Jabara (2009:7)’ya göre ihracatçı kendi para biriminden, ithalatçı ülke para biriminden veya üçüncü bir ülkenin para biriminden fiyatlama yapabileceğini, bu nedenle yerel para biriminden fiyatlama ile pazara göre fiyatlama ilkesinin yakın ilişkide olduğunu belirtmiştir. Eğer yerel para biriminden fiyatlama varsa, kur dalgalanmalarının ithal fiyatlarına etkisi sınırlı olacaktır, aksi takdirde geçiş etkisi belirgin olacaktır. Fakat dünyanın birçok ülkesine mal ve hizmet ihraç eden küresel firmalar ve bu firmaların rekabet istekleri göz önüne alındığında yerel para biriminden ihracat yapılması oldukça zordur. Bu doğrultuda küresel ticarete en çok kullanılan para birimi olan doların zayıf seyretmesi Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde ithalat maliyetini düşürürken, doların değer kazanması ithalat maliyetlerinin artmasıyla üretici ve tüketici fiyatlarına yansiyabilmektedir.

Edwards (2006) ise kurlardaki dalgalanmaların fiyatlara etkisinin sadece nominal kurlarla ilgili olmadığını, aynı zamanda yerel ve ithal ürünlerin fiyat karşılaştırmalarını gösteren (nisbi fiyat) reel döviz kurları, para ve maliye politikaları ve kur dalgalanmalarının emilip emilemediğiyle ilgili olduğunu ifade etmiştir (Edwards, 2006:). Oysa bu konuda geleneksel görüş nominal kurların ara veya nihai ithal ürün fiyatları üzerinden TÜFE’ye yansıdığını iddia eder. Yukarıda belirtilen görüşler doğrultusunda, kur dalgalanmalarının neden TÜFE’nin her kalemine aynı oranda yansımadığı sorusuna farklı yaklaşımlarla cevap arandığı söylenebilir.

Türkiye, 2001 krizinden sonra dengeli kur, faiz ve enflasyon ortamında hızlı bir büyüme performansı yakalamıştır. Fakat 2016’dan sonra döviz kurlarında aşırı dalgalanmalar yaşanmıştır. Aşırı kur dalgalanmaları ise hem ithal ürün hem de ücret maliyetlerinde yukarı yönlü baskılamaya yol açmıştır. Ayrıca kur dalgalanmalarının etkisiyle son yıllarda tüketici davranışlarında ve beklentilerinde de değişimlerin olduğu görülmektedir. Buradan yola çıkarak Barth ve Bennet’in (1975) belirttiği maliyet-itici ve talep-çekici enflasyon sorununun Türkiye’de enflasyonu birlikte tetiklediği yönünde önemli tespitler vardır. Bu nedenle bu çalışmanın ampirik analiz kısmında ÜFE ile TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişkinin yanısıra, iki yönlü nedensellik ilişkisinin çıkması beklenmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye’de üretici fiyatları endeksinin (ÜFE), tüketici fiyatları endeksinin (TÜFE) etkisi 2005:M1-2021:M11 dönemleri baz alınarak incelenmiştir. Bu doğrultuda uzun dönem ilişkisi için literatürde sıklıkla başvurulan ARDL yönteminden faydalanılmıştır. Ayrıca seriler arasındaki nedensellik

ilişki hem Toda-Yamamoto (1995) hem de standart Granger (1969) nedensellik yöntemleriyle incelenmiştir. Analiz kısmının 2005'ten başlamasının temel nedeni, Türkiye'de açık enflasyon hedeflemesinin 2006'de devreye gireceğinin ilan edilmesi, böylece enflasyon hedeflemesinin tutarlılığı konusunda bazı çıkarımların yapılması hedeflenmiştir.

2. Konuyla İlgili Önceki Çalışmalar

ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi konu alan oldukça fazla çalışma vardır. Bu çalışmaların önemli bir kısmında ÜFE'den TÜFE'ye geçişin ve değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin belirgin olduğu görülmektedir. Ayrıca TÜFE'den ÜFE'ye doğru ve çift yönlü nedensellik ilişkisine de rastlanılmaktadır. Dolayısıyla iki değişken arasındaki ilişkiyi konu çalışmaların sonuçlarının farklılıkları (Alemu, 2013), model kurma hataları (Lutkepohl, 1982) ve geçersiz asimtotik kritik değerlerin kullanılmasından kaynaklandığı söylenebilir. Bu farklılıklar göz önüne alınarak, bu çalışmada ARDL, Toda-Yamamoto (1995) ve Granger (1969) nedensellik sonuçları birlikte sunulmuş, sonuçların geçerliliğinin güçlendirilmesi hedeflenmiştir.

Caporale vd., (2002), G7 ülkelerinde ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE'den TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Akdi vd., (2006), Türkiye'de ÜFE ve TÜFE arasındaki eşbütünleşme ilişkisini 1987-2004 arasında aylık verilerle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasında herhangi bir uzun dönem ilişkisi yoktur. Ghazali vd., (2008), Malezya'da 1986-2007 döneminde ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve Toda-Yamamoto nedensellik yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir ve ÜFE'den TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.

Shahbaz vd., (2009), Pakistan'da TÜFE ve ÜFE arasındaki ilişkiyi ARDL ve Toda-Yamamoto yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçları değişkenler arasındaki iki yönlü nedensellik ve uzun dönem ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Shahbaz vd., (2010), Pakistan'da toptan eşya fiyatları (TEFE) ile ÜFE arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi üzerinden incelemişlerdir. Sonuçlar değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin ve iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Chen Yu (2011), ÜFE, emtia fiyatları, TÜFE ve M2 arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi üzerinden incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ve ÜFE'den TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Li vd., (2011), Çin'de 2008-2018 dönemleri arasında ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve girdi-çıkıtı ilişkisi üzerinden incelemişlerdir. Buna göre değişkenler arasında güçlü bir uzun dönem ilişkisi vardır.

Alemu (2011), Güney Afrika'da ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE'de TÜFE'ye doğru hem kısa hem de uzun dönemli tek yönlü bir ilişki vardır. Ayrıca TÜFE'den ÜFE'ye asimetric pozitif ve negatif şoklara verilen tepkide farklılık vardır. Akçay (2011), seçilmiş AB ülkelerinde ÜFE ve TÜFE arasında Toda ve Yamamoto nedensellik testi yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre Finlandiya ve Fransada ÜFE'den TÜFE'ye tek yönlü, Almanya'da iki yönlü nedensellik ilişkisi varken, Hollanda ve İsveç'te önemli bir nedensellik bağlantısı yoktur. Tiwari (2012), Avusturalya'da 1963:q3-2010:q4 dönemleri arasında TÜFE ve ÜFE arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ve Johansen-Juselius yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre TÜFE'den ÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır,

Lee vd., (2014), seçilmiş Avrupa ülkelerinde TÜFE ve ÜFE arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır, ayrıca asimetric nedensellik sonuçları iki değişken arasında pozitif ve negatif değerlere verilen tepkiler farklılık göstermektedir. Ayrıca kısa vadede maliyet itici etkinin, uzun vadede ise talep çekici nedensellik ilişkisinin geçerli olabileceğini bulmuşlardır. Tiwari vd., (2014), Meksika'da 1981-2009 arasında aylık verilerle ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle incelediler. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasındaki iki yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Chi-wei vd.,

(2018), Slovakya’da ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE ve TÜFE arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi vardır ve ÜFE, TÜFE üzerinde daha fazla belirgindir.

Khan vd., (2018), CEEC ülkelerinde ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle incelediler. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ülkeden ülkeye farklılık gösterir. 5 ülkede ÜFE’den TÜFE’ye doğru nedensellik ilişkisi, Macaristan’da TÜFE’den ÜFE’ye doğru nedensellik ilişkisi vardır. Sonuç olarak enflasyon hedeflemesi programı için politika yapımcılar tarafından ÜFE’nin daha fazla dikkate alınması gerekmektedir.

Li vd., (2019), 2008-2018 dönemleri için Çin’de ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme yöntemiyle incelediler. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE ve TÜFE arasında uzun dönemli güçlü bir eşbütünleşme ilişkisi vardır ve ÜFE, TÜFE’yi pozitif yönde etkilemektedir. Filho, (2019), 200-2009 dönemleri için Brezilya’da ÜFE’nin TÜFE’ye etkisini VAR ve BVAR yöntemleriyle incelemiştir. Buna göre ÜFE, TÜFE’yi belirleyen ve etkileyen güçlü bir değişkendir.

Özpolat (2020), 1992-2017 dönemleri için CEECs ülkelerinde ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi panel eşbütünleşme ve Dumitrescu-Hurlin nedensellik testleriyle incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ve iki yönlü nedensellik ilişkisi vardır.

Zortuk (2008), 1986-2004 dönemleri arasında Türkiye’de toptan eşya fiyat endeksi ile TÜFE arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre TÜFE’den ÜFE’ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.

Saraç ve Karagöz (2010), 1994-2009 arasında ÜFE ile TÜFE arasındaki ilişkiyi ARDL yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE’den TÜFE’ye doğru kısa ve uzun dönemde ilişki vardır ve ÜFE, TÜFE’nin önemli bir belirleyicisidir. Abdioğlu ve Korkmaz (2012), TÜFE ve ÜFE arasındaki ilişkiyi 2003-2012 dönemlerinde Türkiye özelinde incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Ülke ve Ergün (2014), eşbütünleşme ve nedensellik testleriyle Türkiye’de ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi 2003-2013 dönemleri arası için incelemişlerdir. Sonuçlara göre TÜFE’den ÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi, aynı zamanda uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Terzi ve Tütüncü (2017), 2010-2016 arasında ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi ARDL yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasında hem kısa dönemli, hem de uzun dönemli güçlü bir ilişki vardır. Öner (2018a), 2004-2016 arasında aylık verilerle Türkiye’de ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre TÜFE’den ÜFE’ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Öner (2018b), Türkiye’de 2005-2018 dönemleri için ÜFE ve TÜFE ile alt kalemler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE ve TÜFE arasında nedensellik ilişkisi yoktur fakat ÜFE ve TÜFE’nin alt değişkenleri ile ÜFE ve TÜFE arasında ilişki vardır.

Koçak (2021), 2011-2020 dönemleri arasında Türkiye’de ÜFE, TÜFE ve Tarım ÜFE’si arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik yöntemleriyle inceledi. Çalışmanın sonuçlarına göre aralarında istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme ilişkilerinin yanı sıra iki yönlü kısa vadeli nedensellik ilişkisi vardır.

Çelik (2021), Türkiye’de 2008-2019 dönemleri arasında ÜFE, faiz, faiz, kur, para arzı, dış borç, petrol ve doğal gaz fiyatları ile politika faizinin TÜFE’ye etkisini Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik yöntemleriyle inceledi. Çalışmanın ÜFE ve TÜFE ilişkisi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli pozitif bir eşbütünleşme ve ÜFE’den TÜFE’ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.

Oral ve Eştürk (2022), 2006-2021 dönemleri için Türkiye’de ÜFE’nin gıda tüketici fiyatlarına etkisini NARDL yöntemiyle incelediler. Çalışmanın sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi vardır ve ÜFE’nin pozitif şokları TÜFE’de %0.33, negatif şokları ise %0.92 oranında artışa yol açmaktadır.

3. Ampirik Uygulama

Bu çalışmanın amacı ÜFE'nin TÜFE üzerindeki etkisini ortaya koymaktadır. İlk olarak serilerin durağanlık düzeyini belirlemek amacıyla Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Elliott, Rothenberg and Stock Dickey Fuller GLS (ERS) yöntemleriyle birim kök testi sınaması yapılmış, ardından ARDL yöntemiyle uzun dönem ilişkisi, daha son Granger ve Toda-Yamamoto testleri ile nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir.

3.1. Veri Seti ve Model

Tahmin sürecinden önce, ÜFE ve TÜFE değişkenlerine ait serilerin logaritmik dönüşümü yapıldıktan sonra, mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Çalışmanın zaman boyutu 2005:M1-2021:11 dönemini kapsamaktadır. Son olarak 2018:M9-2021:M11 dönemlerine kukla değişken eklenmiştir. Böylece kur şoklarının TÜFE üzerinde etkisinin anlamlı olup olmadığı tespit edilmiştir.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlanması

Değişkenler	Kısaltması	Kaynağı	Değişken Tanımı
Üretici Fiyatları Endeksi	$Ln\dot{U}FE$	TCMB	Yurt İçi Üretici Fiyatları(2003=100)
Tüketici Fiyatları Endeksi	$Ln\dot{T}ÜFE$	TCMB	Yurt İçi Tüketici Fiyatları(2003=100)

Tablo 1'de yer alan ÜFE ve TÜFE verileri, TCMB'nin EVDS sisteminde yer alan, aynı zamanda TÜİK'in yayınladığı fiyat verileridir. Enflasyon hesaplamaları TÜFE, Yurtiçi ÜFE, Hizmet ÜFE ve Yurt Dışı ÜFE'den oluşmaktadır. ÜFE, ülke düzeyinde üretimi yapılan mal ve hizmetlerin üretici düzeyinde oluşan fiyatların zaman içerisinde karşılaştırılmasıyla ölçülür ve 2003'ten beri tarım ve sanayiye kapsayacak şekilde NACE Rev.1 sınıflamasına göre yayınlanmıştır. Fakat AB normlarına uyum sağlamak ve sanayi sektörünün fiyat etkisini doğru bir şekilde hesaba katmak amacıyla 2014'ten sonra NACE Rev.2 sınıflaması olarak adlandırılan yurtiçi üretici fiyat endeksi (Yİ-ÜFE) geliştirilmiştir. Yİ-ÜFE, sanayi sektöründeki firmaların yurtiçine sattıkları mal ve hizmetlerin fiyatlarını kapsamaktadır ve 2003 yılı baz alınır. Böylece daha önce TEFE ve ÜFE başlığı altında yayınlanan bu veriler artık Yİ-ÜFE olarak yayınlanmaya başlamış ve bu çalışmada ÜFE'yi temsilen Yİ-ÜFE endeksi kullanılmıştır. Tarım, ormancılık, avcılık ve balıkçılık alanlarındaki fiyatlar Tarım-ÜFE olarak ayrı bir başlıkta yayınlanmaktadır. Yİ-ÜFE, madencilik ve taşocakçılığı, imalat, elektrik, gaz, buhar ve iklimlendirme üretimi ve dağıtımını ile su temini; kanalizasyon, atık yönetimi ve iyileştirme faaliyetlerini olmak üzere dört kısımdan oluşmaktadır. Zincirleme Laspeyres endeks formülüne göre hesaplanan Yİ-ÜFE için ağırlıkların ve örneklemin her yıl güncellenmesine devam edilir (TÜİK, 2022).

TÜFE ise tüketim harcamalarına konu alan mal ve hizmetlerin çeşitli dönemlerdeki fiyat değişimini ölçen bir endekstir. TÜFE, tüketim sepetinin oluşturulması, sepette yer alan mal ve hizmetlerin ağırlıklarının hesaplanması ve fiyatların derlenmesi olarak üç aşamada hesaplanır. TÜFE, endeks olarak 2003:100 baz yılı referans olarak alınır ve fiyat alınan merkezler, sepetteki mal ve hizmetlerin ağırlığı ve sepetteki ürünlerin tanımlamaları her yıl güncellenir. TÜFE, 26 İstatistiki Bölge Birim Sınıflaması Düzey 2 ve Türkiye için tahmin vermekte olup, 26 bölge ve Türkiye için ayrı bir madde sepeti kurulmaktadır. TÜFE sepeti içerisinde yer alan ürünler Hanehalkı Bütçe Anketi ve idari kayıt verileri yardımıyla belirlenir. Hanehalkı tüketim harcamaları içerisinde 1/1000'den fazla ağırlığı olan ürünler sepete dahil edilir. Eurostat tarafından belirlenmiştir ve TÜİK'in açıkladığı veriler AB'nin talep ettiği Harmonize Tüketici Fiyat Endeksi'nde de kullanılmaktadır. Bu nedenle bu çalışmada tüm mal ve hizmetleri kapsayan TÜFE endeksi kullanılmıştır (TÜİK, 2022).

Gerek bu çalışmanın literatür kısmında olsun, gerek diğer çalışmalarda olsun iki değişken arasındaki ilişkinin hesaplamasında yoğunlukla dönemler arası değişim oranından ziyade endeks değerlerinin kullanıldığı görülmüştür. Ayrıca endekslerin değişim oranları olarak da bilinen enflasyon oranlarının eksi çıkması durumunda birtakım analizlerin yapılamaması, ayrıca çeşitli ekonometrik problemlerle

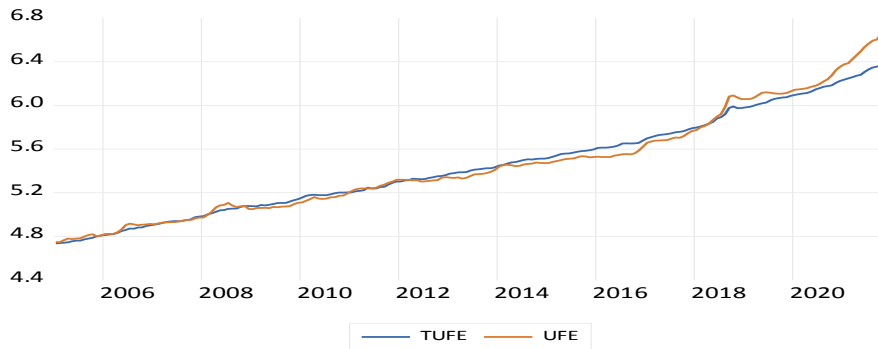
karşılaştırılması durumları endeks hesaplamalarının kullanımını yaygın hale getirmiştir. Bu nedenle bu çalışmada değişim oranları değil ham endeksler kullanılmıştır.

Literatürde ÜFE’den TÜFE’ye doğru nedensellik ilişkisinin daha belirgin olduğu görülmektedir. Çünkü maliyet itici baskılar ücretler ve girdi fiyatları üzerinden nihai mal ve hizmetlere yansırken, talep çekici enflasyonun daha çok gelişmekte olan ülkelerde olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda TÜFE’den ÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin çıktığı çalışmalar da vardır (Zortuk (2008), Ülke ve Ergün (2014), Tiwari 2014; Shahbaz vd., 2009; Tiwari, 2012; Öner, 2018a).

Çalışmanın amacına uygun olarak uzun dönem modeli TÜFE’nin bağımlı, ÜFE’nin bağımsız olduğu şeklinde kurulmuştur. Standart Granger nedensellik ve Granger tabanlı Toda-Yamamoto yöntemleriyle iki yönlü nedensellik araştırması yapılmıştır. Ayrıca bu çalışma, şekil 1’de görüldüğü gibi 2018-2021 yılları arasında yaşanan yüksek kur oynaklıklarının etkisi altında ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkide görülen radikal değişimleri de baz almaktadır. Bu yönleriyle bu çalışma literatürdeki birçok çalışmadan ayrılmaktadır. Böylece Türkiye’de tüketici enflasyonu üzerinde maliyet-itici mi yoksa talep-çekici enflasyonun mu daha belirgin olduğuna yönelik bir takım kanıtlar sunulmuştur.

Şekil 1’de görüldüğü gibi iki değişkenin büyük ölçüde birlikte hareket ettiği görülmektedir. Bu durum değişkenler arasında uzun dönem ve nedensellik ilişkisinin olabileceğini göstermektedir. Fakat burada dikkat çeken bir nokta, 2012-2018 arasında TÜFE değişkeni ÜFE’nin üzerindeyken, 2018’den sonra ÜFE’nin TÜFE’yi geride bırakmış olmasıdır. Bu değişimin daha önce de ifade edildiği gibi Türkiye’de yaşanan kur şoklarının etkisinden kaynaklandığı söylenebilir. Bu farkın giderek açılması, firmaların fiyat değişimlerini yeterince yansıtamadığını, bu durumun ileride iflasları hızlandırabileceğini göstermektedir. Fakat bu değişimin hesaplama farklılıklarındaki değişimlerden kaynaklandığı yönünde fikirler de yok değildir. Weinhagen (2014), genel anlamda ÜFE-TÜFE arasındaki farklılığı ve ÜFE’nin neden TÜFE’nin her kalemine aynı dereceden yansımayacağını hesaplama farklılıklarına bağlamıştır.

Şekil 1: Logaritmik ÜFE ve TÜFE’nin Zaman Serileri



Çalışmada doğrusal bir model kurulmuştur, çalışmanın analiz kısmında ARDL veya Granger-Toda Yamamoto yöntemlerini kullanan Caporale vd., (2002), Ghazali (2008), Shahbaz vd., (2009), Saraç ve Karagöz (2010), Shahbaz vd., (2010), Akçay (2011), Tiwari (2012), Terzi ve Tütüncü (2017), Khan vd, (2018), Çelik (2021) ve Oral ve Eştürk (2022) takip edilmiştir. Modelin fonksiyonel tanımı şöyledir:

$$TÜFE=f(ÜFE, K)$$

Fonksiyonel tanıma bağlı olarak kurulan logaritmik model şöyledir:

$$\ln TÜFE_{it} = \beta_0 + \beta_1 ÜFE_{it} + \beta_2 K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada β_0 sabiti, β_1 , β_2 bağımsız değişkenlerin kat sayısını, ε_{it} ise hata terimini temsil etmektedir.

3.2. Yöntem

Bu çalışmada ilk olarak durağanlık seviyesini belirlemek amacıyla ADF (Dickey ve Fuller, 1979), PP (Phillips ve Perron, 1988) ve ERS (Elliott, Rothenberg and Stock, 1992) yöntemlerine başvurulmuştur.

Ardından, değişkenler arasındaki eşbütünlük ve uzun dönem ilişkisini ortaya koymak amacıyla ARDL sınır testi yönteminden faydalanılmıştır. Çünkü ARDL yönteminin önemli üstünlükleri vardır (Narayan ve Narayan, 2004, Shahbaz vd., 2009), ayrıca ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacıyla literatürde sıklıkla kullanılmıştır.

Johansen (1988), Engle-Granger (1987), Granger nedensellik gibi klasik eşbütünlük ve nedensellik yöntemleri serilerin durağanlık seviyesine duyarlıdır. Oysa ARDL ve Toda-Yamamoto yöntemleri serilerin durağanlık seviyesine duyarlı değildir ve serilerin düzey değerinde kullanılmalarına imkan vermektedir. Bu nedenle bu yöntemlere başvurulmuş ve Granger nedensellik testi ile sonuçlar pekiştirilmiştir.

TÜFE'nin bağımlı değişken olduğu ARDL modeli şu şekilde kurulur:

$$\Delta \ln TUF E_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln UFE_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} \beta_{3i} \Delta K_{t-i} + \gamma_1 \ln TUF E_{t-1} + \gamma_2 \ln \ln UFE_{t-1} + \gamma_3 K_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Model 2'de yer alan Δ , fark operatörünü, m , q ve α , gecikme uzunluklarını temsil etmektedir. Eğer modelde eşbütünlük ilişkisi varsa vector error correction model (VECM) yukarıdaki gibi kurulur.

ARDL yönteminin uygulanabilmesi için ilk olarak değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin tespit edilmesi gerekmektedir. Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edildikten sonra kısa ve uzun dönem analizi ile ARDL testi tamamlanmış olur. İlk olarak değişkenlerin gecikmeleri değerlerinin anlamlılığı için t ve F (Wald) testleri kullanılmıştır.

Eşbütünlük hipotezi şu şekilde kurulur:

H₀: $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ (Eşbütünlük ilişkisi vardır)

H₁: $\gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq 0$ (Eşbütünlük ilişkisi yoktur)

F testinde hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran vd., (2001)'nin çalışmasında yer alan tablo alt ve üst sınır değerleriyle karşılaştırılır. Hesaplanan F değeri, tablodaki sınır değerlerinden büyükse eşbütünlük olduğuna, aksi halde eşbütünlüğün olmadığına veya kararsızlık bölgesinde yer aldığına karar verilir. Eşbütünlüğün tespit edilmesinden sonra ise uzun dönem analizine geçilir.

Çalışmaya uyarlanmış uzun dönem ARDL (m, q, α) modeli şu şekildedir:

$$\ln TUF E_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln UFE_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} \beta_{3i} \Delta K_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Uzun dönem modelinin

kurulmasından sonra modelin güvenilirliği değişen varyans, otokorelasyon, model kurma hatası ve yapısal kırılma (Cusum, Cusum-kare) gibi doğrulama testleriyle belirlenmelidir. Bu testler arasında değişen varyans sorunu, otokorelasyon sorunu, model kurma hatası sorunu ve yapısal kırılma (Cusum, Cusum-kare) yöntemleri öne çıkmaktadır. Böylece kısa dönem analizine geçilerek hata düzeltme modelinin (ECM) çalışıp çalışmadığı test edilir. ECM modelinin kurulmasından ardından kısa dönem analizi tamamlanmış olur. Bu çalışmaya uyarlanmış kısa dönem modeli şöyledir:

$$\Delta \ln TUF E_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln TUF E_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln UFE_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} \beta_{3i} \Delta K_{t-i} + \beta_4 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model 4'te yer alan ECM, hata düzeltme terimini ifade etmektedir ve eşbütünlük modellerde kısa dönemde meydana gelebilecek sapmaların ortadan kalkacağı süre hakkında bilgi vermesi açısından önemlidir.

Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi standart Vector Autoregression (VAR) tabanlı Granger yöntemiyle ve yine Granger'e dayalı Toda-Yamamoto yöntemleriyle test edilmiştir. Böylece iki nedensellik testi ile güçlü ve tutarlı sonuçların elde edilmesi amaçlanmıştır. VAR yöntemi değişkenler

arasındaki ilişkinin yönünü vermektedir. Toda-Yamamoto yöntemi için VAR analizi değişkenlerin düzey değerleriyle yapılır ve gecikme uzunluğu Akaiki ve Schwarz bilgi kriterleri doğrultusunda belirlenir. Geleneksel Granger yöntemi ise değişkenlerin durağanlık seviyesine duyarlıdır (Toda ve Yamamoto, 1995) ve değişkenlerin durağan seviyesiyle VAR modeli kurularak Akaiki ve Schwarz bilgi kriterleri dikkate alınır. Bu doğrultuda Toda-Yamamoto yönteminin bazı üstünlükleri olduğu için (Akçay, 2011:229, Shirazi ve Manap, 2005:478), geleneksel Granger nedenselliğe ek olarak bu yöntem başvurulmuştur.

Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen bu yöntem için eşbütünleşmeden bağımsız olarak (Caporale and Pittis, 1999), değişkenlerin düzey değerlerine uygulanan artırılmış bir VAR analizi kurulur. VAR üzerindeki kısıtlamaların tahmin edilmesi amacıyla bu yöntemde düzeltilmiş Wald (MWald) testi uygulanır. MWald sınavasında VAR için belirlenen uygun gecikme uzunluğuna (k), serilerin maksimum eşbütünleşme sırası, yani en yüksek durağanlık seviyesi d(max) eklenir. Böylece iki aşamalı Wald sınavası yapılır. İlk olarak maksimum gecikme uzunluğu (k) ve maksimum eşbütünleşme sırası (dmax) bulunur. Daha sonra VAR (k+dmax) tahmin edilir. İkinci adım olarak Granger nedensellik sınavası yapmak için dmax sayısı yok sayılarak ve VAR(k) kat sayı matrisine Wald sınavası yapılır (Toda ve Yamamoto, 1995:225, Shirazi ve Manap, 2005:478). Fakat Toda ve Yamamoto (1995:225), eşbütünleşme sırasının maksimum gecikme uzunluğundan büyük olmadığı müddetçe (asimptotik teori geçerli olduğu için) VAR sınavasının yapılabileceğini belirtmişlerdir. Ayrıca Rambaldi ve Doran (1996:8), MWald sınavası için Görünüşte İlişkisiz Regresyon (SUR) modellerinin kullanılmasının Granger nedensellik sonuçlarını güçlendirdiğini belirtmişlerdir. Bu doğrultuda bu çalışmada ÜFE ve ile TÜFE arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için SUR yönteminden faydalanılmıştır.

$$\ln TUF E_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{1i} \ln TUF E_{t-i} + \sum_{j=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{2j} \ln ÜFE_{t-j} + \mu_t \quad (5)$$

$$\ln ÜFE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \beta_{1i} \ln ÜFE_{t-i} + \sum_{j=1}^{k+d_{maks}} \beta_{2j} \ln TUF E_{t-j} + \nu_t \quad (6)$$

Model 5 ve 6’da yer alan TUF E ve ÜFE değişkenlerinin logaritması alınmıştır. Modellerde yer alan k, maksimum gecikme uzunluğunu, dmax ise maksimum eşbütünleşme, yani en yüksek durağanlık seviyesini gösterir. μ_t ve ν_t ise hata terimlerini temsil etmektedir. SUR yönteminde en düşük gecikme uzunluğundan başlayarak k+dmax gecikmeye kadar her bir değişkenin birbiriyle ilişkisi ele alınır. Böylece ilgili gecikme düzeyinin sifıra eşit olup olmadığı test edilerek hipotez için karar verilir.

Bu doğrultuda model 5 için hipotez şöyle kurulur:

$$H_0 = \alpha_{2j} = 0 \quad (j \leq k) \quad (\text{ÜFE, TÜFE'nin Granger nedeni değildir})$$

$$H_1 = \alpha_{2j} \neq 0 \quad (j \leq k) \quad (\text{ÜFE, TÜFE'nin Granger nedenidir})$$

Model 6 için ise hipotez şu şekildedir:

$$H_0 = \beta_{2j} = 0, \quad (j \leq k) \quad (\text{TÜFE, ÜFE'nin Granger nedeni değildir})$$

$$H_1 = \beta_{2j} \neq 0, \quad (j \leq k) \quad (\text{TÜFE, ÜFE'nin Granger nedenidir})$$

Böylece değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü belirlenir ve hipotez için karar verilir.

3.3. Ampirik Bulgular

3.3.1 Birim Kök Sonuçları

Daha önce de ifade edildiği gibi zaman serilerinde durağanlık sınavası önemlidir. Bu nedenle ADF, PP ve ERS yöntemleriyle yapılan birim kök testi sonuçları tablo 2’de sunulmuştur. Ayrıca bu üç test için kurulacak hipotez şu şekildedir:

H₀: Birim kök vardır, seri durağan değildir.

H₁: Birim kök yoktur, seri durağandır.

Tablo 2’de yer alan ADF, PP ve ERS birim kök testi sonuçlarına göre, TÜFE ve ÜFE değişkenleri birinci farkta durağan olmuştur. Yani iki değişken için eşbütünleşme seviyesinin I(1) olduğu görülmüştür. Aynı zamanda en yüksek bütünleşme derecesini temsil eden dmax, 1 olarak VAR(k+dmax) analizine dahil edilmiştir.

Tablo 2: ADF-PP-ERS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF		PP		ERS	
	Düzeyde	Farkta	Düzeyde	Farkta	Düzeyde	Farkta
TÜFE	1.79(2)	-10.2(0)	1.64(4)	-10.1(6)	0.52(1)	-6.51(0)
ÜFE	2.57(2)	-7.15(1)	2.67(4)	-6.57(0)	1.07(2)	-5.76(0)
Olasılık	1.000	0.000	1.000	0.000	-	-
Kritik Değer*	-4.00	-4.00	-4.00	-4.00	3.46	-3.46

Not: Tablo 2’de yer alan () içerisindeki değerler, ADF ve ERS testi için optimum gecikme uzunluğunu, PP testi için bant aralığını göstermektedir. Schwarz Bilgi Kriteri doğrultusunda maksimum gecikme uzunluğu 14 olarak belirlenmiştir. Bant genişliği için Newey-West Bandwidth, yöntem olarak ise Bartlett Kernel uygulanmıştır. *Kritik değer olarak %1 anlamlılık düzeyi dikkate alınmıştır.

3.3.2. Sınır Testi (ARDL) Sonuçları

Sınır testinin aşamaları olan F(Wald) testi, uzun dönem ve kısa dönem analizi sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 3: F-Testi ve Tanısal İstatistik Sonuçları

Tahmin edilen model	lnTÜFE=f(lnÜFE, K)	
F-istatistiği (Wald)	33.85	
Optimum Gecikme Uzunlukları	[1, 2, 3]	
Anlamlılık Düzeyi ↓	Kritik Değerler	
	Alt	Üst
%1	4.13	5
%5	3.1	3.87
%10	2.63	3.35
Tanısal Testler	İstatistikler	
R ²	0.99	
Düzeltilmiş- R ²	0.99	
F-istatistiği	187	
F-Olasılık	0.000	
Durbin-Watson	1.87	
Ramsey Reset (F istatistiği)	0.12(0.72)	
Breusch-Godfrey LM(F istatistiği)	0.95(0.38)	
Breusch-Pegan-Godfrey(F istatistiği)	0.61(0.76)	

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerini göstermektedir. Gecikme uzunluğu Akaiki bilgi kriteri doğrultusunda bulunmuştur. Kritik değer sınırları Peseran vd. (2001) Tablo CI(iii)’den alınmıştır.

Tablo 3’te F testi ve tanısal testlerin sonuçları verilmiştir. F istatistiğinin değeri 33.85 olarak hesaplanmış ve bu değer %1-5-10 anlamlılık düzeyine göre alt ve üst kritik değerlerden büyük olduğu için

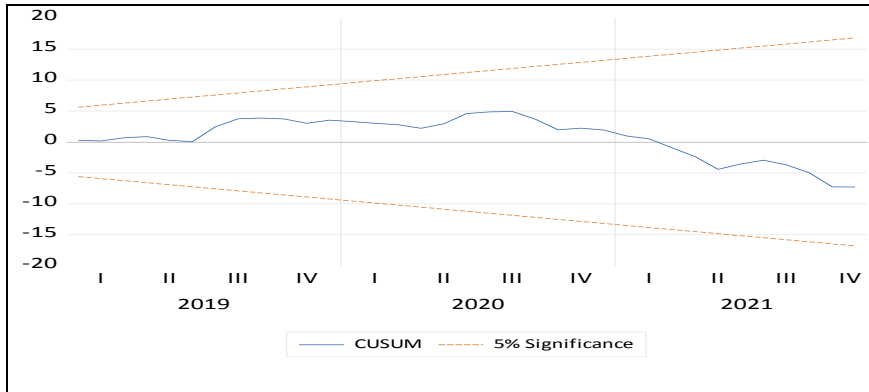
değişkenlerin uzun dönemli bir ilişkisi içerisinde olduğuna, yani değişkenlerin eşbütünlük olduğuna karar verilmiştir. Bu sonuçlar ÜFE ve TÜFE’nin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini gösterir. Buna göre Akaike bilgi kriteri doğrultusunda değişen varyans sorunu, otokorelasyon sorunu ve model kurma hatası sorununun olmadığı ARDL modeli tahmin edilmiştir⁴.

Tablo 4: ARDL (1,2,3) Model Tahmin Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Kat Sayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değeri
lnÜFE	1.119370	0.097044	11.53465	0.0000
K	-0.137303	0.102874	-1.334672	0.1836
Sabit	-0.271743	0.462064	-0.588107	0.5572

Tablo 4’te yer alan uzun dönem analizi sonuçları ÜFE’nin TÜFE’yi etkilediğini göstermektedir. ÜFE’de meydana gelen %1’lik artışın TÜFE’de %1.11 oranında bir artışa yol açması, maliyet-itici enflasyonun Türkiye’de hanehalkının yaşam maliyetleri üzerinde ne kadar etkili olduğunu göstermektedir. Beklentilerle uyumlu bu sonuçlar aynı zamanda enflasyon hedeflemesi programının sürdürülebilirliği açısından üretici fiyatlarını tetikleyen unsurların dikkate alınması gerektiğini göstermektedir. Bu sonuçlar, çeşitli ülkeler için ÜFE ve TÜFE arasındaki uzun dönem ilişkisini araştıran, Ghazali (2008), Shahbaz vd., (2009), Ghazali vd., (2008), Caporale vd., (2002), Shahbaz vd., (2010), Li vd., (2011), Tiwari (2011), Alemu (2011), Li vd., (2019) ve Özpolat’ın (2020) çalışmalarının sonuçlarıyla uyumludur. Aynı zamanda Türkiye için çalışma yapan Saraç ve Karagöz (2010), Ülke ve Ergün (2014), Terzi ve Tütüncü (2017), Koçak (2021), Çelik (2021) ve Oral ve Eştürk’ün (2022) çalışmalarında yer alan eşbütünlük sonuçlarıyla da uyumludur. Fakat Akdi vd., (2006)’nin Türkiye için yaptıkları çalışma ile Akçay (2011)’in yaptığı çalışmada, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olmadığı için bu çalışmadan farklılaşmıştır.

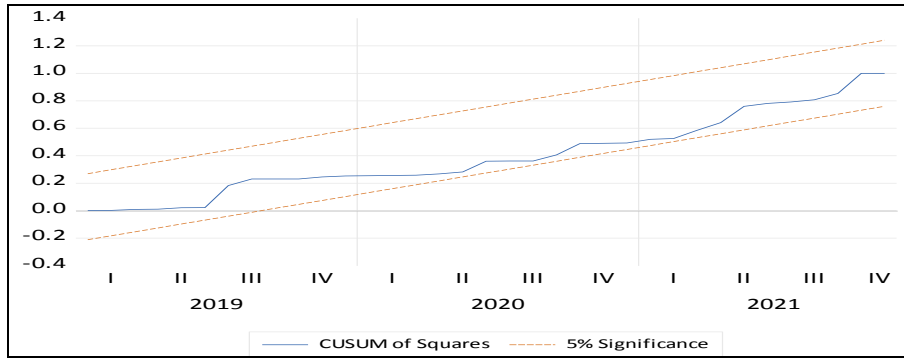
Şekil 2: CUSUM Testi



Brown vd., (1975), kısa ve uzun dönem modellerinin istikrar ve kararlılığına dikkat çekerek CUSUM ve CUSUM kare testlerini geliştirmişlerdir. CUSUM ve CUSUM kare grafiklerinde %5 önem düzeyinde kritik sınırlar iki çizgi ile ifade edilmektedir. Buna göre sonuçlar iki çizgi arasında kalıyorsa hata düzeltme modeli ve uzun dönem modelindeki tüm kat sayıların kararlı olduğu kabul edilir (Bahmani ve Chi Wing Ng, 2002:153-154). Böylece kısa ve uzun dönem istikrarını temsil eden Ho hipotezi reddedilememektedir.

⁴ AIC, BIC ve HQ bilgi kriterleri doğrultusunda en küçük değeri alan aynı zamanda, otokorelasyon, değişen varyans ve model kurma hatasının olmadığı ARDL modeli için en uygun gecikme uzunluğu 1,2,3 olarak belirlenmiştir.

Şekil 3: CUSUM Kare Testi



Şekil 2 ve 3'te yer alan sonuçlara göre CUSUM ve CUSUM Kare testlerinde sonuçlar kritik değerlerin arasında kaldığı için modelde yapısal kırılma olmadığına, böylece kararlı ve istikrarlı bir kısa ve uzun dönem ilişkisinin olduğuna karar verilmiştir.

Talo 5: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Kat Sayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
D(lnÜFE)	0.191	0.030	6.22	0.00
D(lnÜFE(-1))	0.074	0.035	2.09	0.03
D(K)	0.026	0.005	4.75	0.00
D(K (-1))	-0.003	0.005	-0.51	0.60
D(K(-2))	-0.018	0.005	-3.62	0.00
ECM(-1)*	-0.015	0.001	-11.72	0.00

Tanısal İstatistikler
R²=0.56, Düzeltilmiş-R²=0.55, DW=1.87

ARDL analizinin üçüncü aşaması olan hata düzeltme modeli tahmin sonuçları tablo 5'te sunulmuştur. Hata terimi kat sayısı olan ECM'nin -0.01 çıkması uzun dönem ilişkisini desteklemektedir. Buna göre kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde ortadan kalkarken, ÜFE ve TÜFE arasındaki uzun dönem ilişkisinin güvenilirliğini artırmaktadır. Fakat hata terimi katsayısı sıfıra daha yakın çıkmıştır. Bu durum kısa dönem politikalarının geç cevap verdiğini göstermektedir. Ayrıca değişkenler arasındaki hesaplama farkları da bu durumun sebebi olarak görülebilir. Kısa dönem kat sayıları ise ÜFE'den TÜFE'ye doğru cari ve gecikmeli dönemlerde pozitif bir etkinin olduğunu göstermektedir. Fakat uzun dönemde ÜFE'nin TÜFE'ye etkisi kısa döneme göre çok daha yüksektir. Böylece ÜFE'den TÜFE'ye geçişin hem uzun dönemde hem de kısa dönemde güçlü olduğuna yönelik tutarlı bulgular vardır. Ayrıca cari dönemde kukla değişkeni kat sayısının pozitif olması, kur şoklarının ÜFE üzerinden TÜFE'yi etkilediğine yönelik güçlü bulgular vardır.

3.3.3. Nedensellik Sonuçları

Standart Granger (1969) nedensellik ve Toda-Yamamoto (1995) nedensellik yöntemleri VAR analizine dayanmaktadır. Dolayısıyla ilk olarak gecikme uzunluğunun (k) belirlenmesi gerekmektedir. Fakat VAR analizinde standart Granger nedensellik için seriler I(1) olarak kullanılırken, Toda-Yamamoto nedensellik için seriler I(0) olarak kullanılmıştır. Bu nedenle gecikme uzunluğu hem Granger hem de Toda-Yamamoto için ayrı ayrı belirlenmiştir. Ayrıca belirlenen gecikme otokorelasyona sahip olmamalıdır. Nedensellik analizine yönelik sonuçlar aşağıdaki gibi raporlanmıştır.

Tablo 6'da hem standart Granger hem de Toda-Yamamoto nedensellik testleri için belirlenen uygun gecikme uzunlukları sunulmuştur. Buna göre Granger nedensellik analizi için gecikme uzunluğu FPE, AIC ve SC bilgi kriterleri doğrultusunda en küçük değeri veren gecikme 3 olarak belirlenmiştir. Toda-

Yamamo Granger nedensellik analizi için gecikme uzunluğu LRE, FPE ve AIC bilgi kriterleri doğrultusunda ise en küçük değeri veren gecikme 5 olarak belirlenmiştir.

Tablo 6: Gecikme Uzunlukları

Granger VAR için						
Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	221.8788	NA	2.00e-05	-2.303987	-2.252718	-2.283219
1	1507.156	2516.437	2.93e-11	-15.73848	-15.53341	-15.65541
2	1561.354	104.4032	1.82e-11	-16.21425	-15.85537	-16.06888
3*	1585.691	46.11211	1.55e-11*	-16.37570*	-15.86301*	-16.16801*
4	1591.528	10.87422	1.60e-11	-16.34240	-15.67590	-16.07241
5	1601.258	17.82255*	1.59e-11	-16.35009	-15.52979	-16.01779
6	1606.487	9.411508	1.66e-11	-16.31039	-15.33628	-15.91579
7	1609.690	5.664964	1.77e-11	-16.24937	-15.12146	-15.79247
8	1613.944	7.388093	1.86e-11	-16.19941	-14.91769	-15.68020
9	1618.165	7.198258	1.96e-11	-16.14911	-14.71358	-15.56760
10	1621.188	5.059706	2.09e-11	-16.08619	-14.49686	-15.44238
11	1624.669	5.715199	2.22e-11	-16.02809	-14.28495	-15.32197
12	1632.967	13.36524	2.25e-11	-16.02071	-14.12376	-15.25228

Toda-Yamamoto VAR için						
Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	153.9468	NA	0.000698	-1.591066	-1.557010	-1.577272
1	1260.626	2178.593	6.75e-09	-13.13744	-13.03528	-13.09606
2	1291.163	59.47657	5.12e-09	-13.41532	-13.24505*	-13.34635
3	1299.399	15.86822	4.89e-09	-13.45968	-13.22129	-13.36312*
4	1301.510	4.021955	4.99e-09	-13.43989	-13.13340	-13.31575
5*	1308.887	13.90538*	4.82e-09*	-13.47526*	-13.10065	-13.32353
6	1310.994	3.926768	4.92e-09	-13.45544	-13.01272	-13.27611
7	1314.056	5.642147	4.97e-09	-13.44561	-12.93478	-13.23870
8	1315.923	3.403152	5.08e-09	-13.42328	-12.84434	-13.18879
9	1318.601	4.821827	5.15e-09	-13.40943	-12.76238	-13.14735
10	1319.466	1.539633	5.33e-09	-13.37660	-12.66144	-13.08693
11	1321.542	3.652676	5.44e-09	-13.35646	-12.57319	-13.03920
12	1322.433	1.549526	5.62e-09	-13.32391	-12.47253	-12.97906

Not: “*” belirlenen uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 7’de, belirlenen gecikme uzunluklarında otokorelasyon sorununun olup olmadığı gösterilmiştir. İlgili tabloda yer alan olasılık değerlerine göre, belirlenen gecikme uzunluklarının otokorelasyona sahip olmadığına karar verilmiştir.

Tablo 7: Otokorelasyon Sonuçları

Granger VAR için						
Gecikme	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.327844	9	0.7067	0.702530	(9, 428.5)	0.7067
2	10.60509	9	0.3038	1.183261	(9, 428.5)	0.3038
3*	7.982630	9	0.5359	0.887952	(9, 428.5)	0.5359
4	12.24372	9	0.1999	1.368696	(9, 428.5)	0.1999
Toda-Yamamoto VAR için						
Gecikme	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.953997	4	0.7442	0.488468	(4, 368.0)	0.7442
2	4.513940	4	0.3409	1.132338	(4, 368.0)	0.3409

3	2.945670	4	0.5670	0.737361	(4, 368.0)	0.5670
4	8.706968	4	0.0689	2.196657	(4, 368.0)	0.0689
5*	4.921364	4	0.2955	1.235226	(4, 368.0)	0.2955
6	7.066240	4	0.1324	1.778749	(4, 368.0)	0.1324

VAR tahminine dayanan nedensellik sonuçları iki test için tablo 8’de sunulmuştur. Buna göre hem standart Granger nedensellik testi, hem de Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları ÜFE’den TÜFE’ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Beklentilerle uyumlu olarak çıkan bu sonuçların iki testte de aynı çıkması çalışmanın sonuçlarının tutarlılığını güçlendirmektedir.

Tablo 8: Nedensellik Sonuçları

Granger Nedensellik Sonuçları (Wald Testi)				
Ho hipotezi	X ²	Olasılık	k	Karar (Ho)
ÜFE→TÜFE	34.44	0.000	3	Red
TÜFE→ÜFE	4.87	0.18	3	Kabul
Toda-Yamamoto Nedensellik Sonuçları (MWald Testi)				
Ho hipotezi	X ²	Olasılık	k	Karar (Ho)
ÜFE→TÜFE	60.62	0.00	5	Red
TÜFE→ÜFE	8.70	0.12	5	Kabul

Bu sonuçlar ayrıca uzun ve kısa dönem ilişkilerini de desteklemektedir. Bu çalışmada çıkan nedensellik sonuçları, ÜFE’den TÜFE’ye tek yönlü nedensellik ilişkisi bulan Caporale vd., (2002), Ghazali vd., (2008), Shahbaz (2009), Saraç ve Karagöz (2010), Chen-Yu (2011), Akçay (2011), Alemu (2011), Khan (2018), Öner (2018a) ve Çelik (2021) gibi çalışmaların sonuçlarıyla uyumludur. Fakat TÜFE’den ÜFE’ye tek yönlü nedensellik ilişkisi bulan Zortuk (2008), Tiwari vd., (2011), Ülke ve Ergüm (2014) ve Oner (2018a) gibi çalışmaların sonuçlarıyla ve nedensellik ilişkisi çıkmayan Akçay (2011) Oner’in (2018b) çalışmalarıyla uyumlu değildir. Ayrıca iki değişken arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi sonucuna ulaşan Shahbaz vd., (2009), Shahbaz vd., (2010), Özpolat (2010), Abdioğlu ve Korkmaz (2012), Tiwari vd., (2014), Chi-Wei vd., (2018), Khan (2018), Özpolat (2020) ve Koçak (2021) gibi çalışmalardan bu çalışma tek yönlü ilişki çıktığı için ayrılmaktadır. Hem eşbütünleşme ilişkisi hem de nedensellik ilişkisi sonuçları, Türkiye’de enflasyon hedeflemesini programının yürütülebilmesi için maliyet-itici enflasyonun daha fazla dikkate alınması gerektiği yönünde güçlü kanıtlar sunmaktadır.

4. Sonuç

Bu çalışmada ÜFE’nin TÜFE’ye etkisi eşbütünleşme ve nedensellik analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Bu doğrultuda ARDL sınır testi ile Granger nedensellik ve Toda-Yamamoto nedensellik testlerinin birlikte uygulanması sayesinde, bu çalışma literatürdeki birçok çalışmadan ayrılmaktadır. Çünkü Türkiye maliyet-itici enflasyon ile talep-çekici enflasyon yapısına birlikte sahip bir ülkedir. Bu çalışmanın analiz sonuçları hem Türkiye için hemde diğer ülkeler için yapılan bazı çalışmalardan ayrılrsa da, genel itibariyle literatürdeki birçok çalışmayla uyumlu olduğu görülmüştür.

Çalışmanın ampirik bulgularına göre iki değişken arasında hem uzun hem de kısa dönemde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Bu doğrultuda ÜFE, TÜFE üzerinde oldukça güçlü ve belirleyici bir etkiye sahiptir. Nedensellik sonuçları ise uzun dönem ilişkisini destekler nitelikte olup, ÜFE’den TÜFE’ye doğru tek yönlü güçlü bir nedenselliğin varlığını göstermektedir. Bu sonuçlar Türkiye’de maliyet-itici enflasyonun tüketicilerin refahı üzerinde belirgin sonuçlara yol açtığını göstermektedir. Dolayısıyla maliyet-itici enflasyona yol açan gelişmelerin dengede olması, fiyat istikrarı için önemlidir. Çünkü 2022’nin Şubat ayı itibariyle yıllık enflasyonun son 19 yılın zirvesine çıkmıştır. Bu durumun 2018-

2022 dönemleri arasında yaşanan kur şoklarının üretim faktörlerinde (emek, sermaye, doğal kaynak, ithal girdiler vs.) yol açtığı etkilerden kaylandığına yönelik güçlü bulgular vardır. Dolayısıyla TCMB’nin 2006’da başlattığı açık enflasyon hedeflemesi stratejisinin sürdürülebilirliği için ÜFE’den TÜFE’ye geçişte etkili olan maliyet-itici unsurların çok daha fazla dikkate alınması önemlidir. Fakat bu çalışmada TÜFE’den ÜFE’ye doğru bir nedensellik ilişkisinin çıkmaması, talep-çekici enflasyonun Türkiye için önemsiz olduğunu göstermemektedir. Çünkü son yıllarda kurlarda yaşanan yoğun baskılar, hane halkının enflasyon beklentilerinin artmasına, böylece konut, araç, gıda ve giyim gibi temel ürünlerde talebin öne çekilmesine neden olmaktadır. Talepteki bu tür artışlar, ilerleyen dönemlerde talep-itici enflasyonun maliyet enflasyonuyla birleşebileceğini göstermektedir.

Kaynaklar

- Abdioğlu, Z. ve Korkmaz, Ö. (2012), Tüketici ve Üretici Fiyat Endekslerinde Fiyat Geçişkenliği: Alt Sektörler, *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), s.65-81.
- 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), s.227-232.
- Akdi, Y., Berument, H. ve Cilasun, S. M. (2006), The Relationship Between Different Price Indices: Evidence From Turkey, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 360(2), s.483-492.
- Alemu, Z. G. (2012), Causality Links Between Consumer and Producer Price Inflation in South Africa, *Applied Economics Letters*, 19(1), s.13-18.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Chi Wing Ng, R. (2002), Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model, *International Journal of Business and Economics, School of Management Development, Feng Chia University, Taichung, Taiwan*, 1(2), s.147-155.
- Barth, J. R. ve Bennetth, J.T. (1975), Cost-Push-Versus Demand-Pull Inflation: Some Empirical Evidence, *Journal of Money, Credit and Banking*, 7(3), s.391-397.
- BLS, (2014), *How Does the Producer Price Index Differ from the Consumer Price Index? Comparing the Personal Consumption PPI with the CPI*, <https://www.bls.gov/ppi/methodology-reports/comparing-the-producer-price-index-for-personal-consumption-with-the-us-all-items-cpi-for-all-urban-consumers.htm>.
- Boskin, M. J., Dulberger, E. R., Gordon, R. J., Griliches, Z. ve Jorgenson, D. W. (1998), Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living, *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), s.3-26.
- Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975), Techniques for Testing The Constancy of Regression Relations Over Time, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, s.149-192.
- Caporale, G. M. ve Pittis, N. (1999), Efficient Estimation of Cointegrating Vectors and Testing for Causality in Vector Autoregressions, *Journal of Economic Surveys*, 13, s.3-35.
- Caporale, G. M., Katsimi, M. ve Pittis, N. (2002), Causality Links Between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence, *Southern Economic Journal*, 68, s.703-711.
- Chen, Y. (2011), Research on the Relationship Between PPI, Enterprise Commodity Price Index, M2 and CPI, *Journal of Liaoning University (Philosophy and Social Sciences)*, 39, s.97-103.
- Chi-wei,S., Khan, K., Lobont, O-R. ve Sung, H-C. (2018), Is there any Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index in Slovakia?, *Ekonomický časopis*, 64(7), s.611-628.
- Clark, T. (1995), Do producer prices lead consumer prices?, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter, s.25-39.

- Colclough, W. G. ve Lange, M. D. (1982), Empirical Evidence of Causality From Consumer to Wholesale Prices, *Journal of Econometrics*, 19, s.379-384.
- Cushing, M. J. ve McGarvey, M. G. (1990), Feedback Between Wholesale and Consumer Price Inflation: A Reexamination of the Evidence, *Southern Economic Journal* 56, s.1059-72.
- Çelik, A. (2021), Türkiye’de Enflasyonun Belirleyicilerinin VAR Yöntemi İle Analizi (2008-2019), *İzmir İktisat Dergisi*, 36 (1) , 135-153.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979), Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, s.427-431.
- Edwards, S. (2006), The Relationship Between Exchange Rate and Inflation Targeting Revisited, *NBER, Working Paper No. 12163*.
- Engle, R. F. (1978), Testing Price Equations for Stability Across Spectral Frequency Bands, *Econometrica*, 46(4), s.869–881.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55(2), s.251–276.
- Filho, R. I. R. L. (2019), Does PPI lead CPI IN Brazil?, *International Journal of Production Economics*, 214, 73-79.
- Ghazali, M. H., Yee, O. A. ve Mohammad, M. Z. (2008), Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence, *International Journal of Business and Management*, 3(11), s.78-82.
- Jabara, C. L. (2009), How Do Exchange Rates Affect Import Prices? Recent Economic Literature and Data Analysis, *U.S. International Trade Center, Office of Industries Working Paper*, No:ID21.
- Jones, J. D. (1986), Consumer Prices, Wholesale Prices, and Causality, *Empirical Economics*, 11, s.41–55.
- Khan, K., Su, C-W., Tao, R., Lobon, O. A. (2018). Producer Price Index and Consumer Price Index: Causality in Central and Eastern European Countries. *Ekonomicky Casopis*, 66(4), 367-395.
- Koçak, N. A. (2021), Analysis of Relationship between the Consumer and Producer Prices in Turkey using Alternative Estimation Methods, *Business and Economics Research Journal*, 1, 33-47.
- Krugman, P. (1987), *Pricing-to-Market When the Exchange Rate Changes*, in Sven W. Arndt and J. David Richardson, eds., *Real Financial Linkages Among Open Economies*, MIT Press, Cambridge MA, s.49-70.
- Lee, S., NG, C. L. ve Woo, K.(2014), Evidence From Asymmetric Adjustment and Causality Between Consumer and Producer Prices in the Four Selected European Economies, *Hong Kong Shue Yan University, Working Paper Series*.
https://ra.lib.hksyu.edu.hk/jspui/bitstream/20.500.11861/2560/1/workingpaper_2014_Aug_Lee.pdf
- Li, D., Tang, G., Yang, D. ve Du, D. (2019), Research on the Relationship between CPI and PPI Based on VEC Model, *Open Journal of Statistics*, 9, s.218-229.
- Li, S., Tang, G., Yang, D., Du, S. (2019). Research on the Relationship between CPI and PPI Based on VEC Model, *Open Journal of Statistics*, 9(2).
- Lutkepohl, H. (1982), Non-Causality Due to Omitted Variables, *Journal of Econometrics*, 19, s.367–85.
- Narayan S. ve Narayan P. K. (2004)i Determinats of Demand of Fiji’s Exports: An Empirical Investigation, *The Developing Economics*, 17(1), s.95-112.
- Oral, O. & Eştürk, Ö. (2022), Üretici Fiyatından Gıda Tüketici Fiyatına Asimetrik İletim, *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 32 (2) , 675-683 .
- Öner, H. (2018a), Tüketici ve Üretici Fiyat Endeksleri Arasındaki İlişkinin Granger Nedensellik Testi Yoluyla İncelenmesi, *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi* , 3(1), s.318-327.

- Öner, H. (2018b), TÜFE ve Yurt İçi ÜFE Enflasyon Oranları İle Alt Enflasyon Kalemleri Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi, *Omer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(4). 129-142.
- Özpolat, A. (2020), Causal Link Between Consumer Prices Index and Producer Prices Index: An Evidence From Central and Eastern European Countries (CEECs), *ADAM AKADEMİ Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(2), 319-332.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001), Bounds Testing Approach to The Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, s.289-326.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988), Testing for Unit Roots in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, s.335-346.
- Rambaldi, A.N. ve Doran, H. (1996), Testing for Granger Non-Causality In Cointegrated Systems Made Easy, *Working Paper in Econometrics and Applied Statistics*, No. 88, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- Rogers, R. M. (1998), A Primer on Short-Term Linkages Key Economic Data Series. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Second Quarter, s.40-54.
- Saraç, B., Karagöz, K. (2010), Türkiye'de tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişki: Yapısal kırılma ve sınır testi, *Maliye Dergisi*, 0(159), s.220-232.
- Shahbaz, M., Awan, R. U. ve Nasir, N. M. (2009), Producer & Consumer Prices Nexus: ARDL Bounds Testing Approach, *International Journal of Marketing Studies*, 1(2), s.78-86.
- Shahbaz, M., Wahid, A.N. ve Haider, A. (2010), Empirical Psychology Between Wholesale Prices and Consumer Prices Indices: The Case of Pakistan, *The Singapore Economic Review*, 55, s.537-551.
- Shirazi, N., S. ve Manap, T., A. (2005), Export-Led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from South Asia, *The Developing Economies*, XLIII-4, s. 472-88.
- Terzi, H. ve Tütüncü, A. (2017), Türkiye'de Üretici Fiyat Endeksi ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı, *Sosyaekonomi*, 25(34), s.173-186.
- Tiwari, A. K. (2012), An Empirical Investigation of Causality Between Producers' Price and Consumers' Price Indices In Australia in Frequency Domain, *Economic Modelling*, 29, s.1571-1578.
- Tiwari, A. K., KG, S., Arouri, M. ve Teuolan, F. (2014), Causality Between Consumer Price and Producer Price: Evidence From Mexico, *Economic Modelling*, 36, s.432-440.
- Tiwari, A. K., Mutascu, M. ve Andries, A. M. (2013), Decomposing Time-Frequency Relationship Between Producer Price and Consumerprice Indices in Romania Through Wavelet Analysis, *Economic Modelling*, 31, s.151-159.
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66, s.225-250.
- Ulke, V. ve Ergun, 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), s.205-222.
- Weinhagen, J. C. (2014), Comparing New Final-Demand Producer Price Indexes With Other Government Price Indexes, *Monthly Labor Review*, U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Zortuk, M. (2015), Türkiye'de Tüketici ve Toptan Eşya Fiyat Endeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1986-2004, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20, s.181-190.