

## TÜRKİYE’DE ÜRETİCİ FİYATLARI İLE TÜKETİCİ FİYATLARI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ: 2005-2016

Cem SAATÇIOĞLU\*  
Orhan KARACA\*\*

### ÖZET

Bu çalışmada Türkiye’deki üretici ve tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmanın örneklem periyodu Ocak 2005-Aralık 2016 dönemidir. Bu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi üzerine literatürdeki geleneksel görüş, üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik olduğu şeklindedir. Bu çalışmanın sonuçları, geleneksel görüşe uygun bir biçimde, Türkiye’de üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Üretici Fiyatları, Tüketici Fiyatları, Enflasyon, Nedensellik

**Jel Sınıflaması:** C32, E31

## CAUSALITY RELATIONSHIP BETWEEN PRODUCER PRICES AND CONSUMER PRICES IN TURKEY: 2005-2016

### ABSTRACT

In this study, the causality relationship between producer and consumer prices in Turkey is examined. The sample period of the study is from January 2005 to December 2016. The conventional wisdom in the literature on the causality relationship between these two variables is that there is unidirectional causality running from producer prices to consumer prices. The results of this study, in accordance with the conventional wisdom, indicated that there is unidirectional causality running from producer prices to consumer prices.

**Keywords:** Producer Prices, Consumer Prices, Inflation, Causality

**Jel Classifications:** C32, E31

---

\* Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü Öğretim Üyesi, saatcic@istanbul.edu.tr

\*\* Dr., Doğan Burda Dergi Yayıncılık ve Pazarlama A.Ş. Ekonomist Dergisi, okaraca@ekonomist.com.tr

## 1. Giriş

Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), enflasyonun ölçümünde kullanılan iki temel göstergedir<sup>1</sup>. ÜFE üretim faaliyetinde yer alan maddelerin fiyatlarındaki değişiklikleri, TÜFE ise tüketici tarafından satın alınan mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişiklikleri ölçmek için kullanılmaktadır. Bu iki enflasyon göstergesi arasında nasıl bir ilişki olduğu bugüne kadar pek çok iktisatçının ilgisini çekmiştir (örn. bkz. Silver ve Wallace, 1980; Guthrie, 1981; Colclough ve Lange, 1982; Jones, 1986; Cushing ve McGarvey, 1990; Clark, 1995; Caporale vd., 2002; Gang vd., 2009; Sidaoui vd., 2009; Akçay, 2011; Alemu, 2012; Tiwari, 2012; Tiwari, vd., 2014). Bu ilişki de genelde nedensellik analizleri çerçevesinde ele alınmıştır. Bunun nedeni ise ekonomik kamuoyunda üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru bir nedensellik olduğu görüşünün yaygın olması ama teorik olarak ters yönde bir nedenselliği mümkün kılacak olguların da mevcut bulunmasıdır. Bu durum bazı iktisatçıların bu ilişkide en azından bir geri besleme sürecinin de olabileceğini ileri sürmelerine neden olmuştur. Nitekim yapılan ampirik çalışmalarda yaygın görüşe uygun olarak üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik bulanlar olduğu gibi (bkz. Silver ve Wallace, 1980; Caporale vd., 2002; Sidaoui vd., 2009), iki değişken arasında karşılıklı nedensellik tespit edenler (bkz. Colclough ve Lange, 1982; Jones, 1986; Tiwari vd., 2014) ve hatta tüketici fiyatlarından üretici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik olduğu bulgusuna ulaşanlar da vardır (bkz. Gang vd., 2009; Tiwari, 2012). Ayrıca Cushing ve McGarvey (1990) gibi üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasında önemli bir ilişkinin mevcut olmadığı bulgusunu elde edenler de bulunmaktadır.

Üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki ilişki son yıllarda Türkiye’de de bazı iktisatçıların ilgisini çekmiştir (bkz. Akdi vd., 2006; Zortuk, 2008; Tarı vd., 2009; Saraç ve Karagöz, 2010; Abdioğlu ve Korkmaz, 2012; Ülke ve Ergun, 2014; Erdem ve Yamak, 2014). Bu alanda Türkiye üzerine yapılan çalışmalar da daha çok nedensellik analizlerini içermektedir. Ancak Türkiye üzerine yapılan çalışmaların sonuçları da oldukça karmaşıktır. Saraç ve Karagöz (2010) üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik bulurken, Zortuk (2008) tüketici fiyatlarından üretici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik tespit etmiş, Abdioğlu ve Korkmaz (2012) ise üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasında çift yönlü nedensellik olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Tarı vd. (2009) ile Ülke ve Ergun’un (2014) kısa ve uzun dönem için farklı

---

<sup>1</sup> Türkiye’de 2004 yılına kadar kullanılan Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE), ÜFE’nin eski biçimidir. İki endeks arasındaki temel fark, TEFE’de fiyatların üreticiler yanında toptan satış noktalarından da derlenmesi ve bu nedenle katma değer vergisi gibi vergileri içermesi, ÜFE’de ise fiyatların sadece üreticilerden derlenmesi nedeniyle bu tür vergilerin içerilmemesidir (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2008: 38). Diğer ülkelerde de geçmiş yıllarda TEFE’nin kullanıldığı olmuştur ve hatta hala TEFE’yi kullanan ülkeler bulunmaktadır. Bu çalışmada bu ayrım belirtilmeyecek, TEFE’den de ÜFE olarak bahsedilecektir. Öte yandan TÜİK 2014 yılından beri ÜFE’yi yurtiçi ve yurtdışı olarak ayrı ayrı yayınlamaktadır. Bu çalışmada bahsedilen ÜFE, yurtiçi ÜFE’dir.

sonuçlar bulması da Türkiye'deki durumun ne olduğu konusunda kafaları karıştırmaktadır.

Üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasında nasıl bir ilişki olduğunun doğru olarak tespit edilmesi, özellikle para politikası yapıcılar için önem taşımaktadır. Türkiye üzerine yapılmış çalışmaların karmaşık sonuçlar vermesi, bu konuda hala yeni çalışmalar yapılması gerektiğini düşündürmektedir. İşte bu çalışmanın amacı da bunu yapmak ve Türkiye'deki üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini yeniden ele almaktır. Çalışmanın kalan bölümü şöyle organize edilmiştir. İkinci Bölüm'de ilgili literatür hakkında kısaca bilgi verilmiştir. Üçüncü Bölüm'de çalışmada kullanılan veri seti tanıtılmıştır. Dördüncü Bölüm'de yapılan analizlerin sonuçları aktarılmıştır. Beşinci Bölüm'de ise çalışmanın sonuçları özetlenmiş ve değerlendirilmiştir.

## 2. Literatür Özeti

Ekonomik kamuoyunda üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu görüşü yaygındır. Bu görüş, üretimin tüketimden önce gelmesine ve ekonomide mark-up fiyatlama davranışının hakim olduğu kanısına dayanmaktadır. Mark-up fiyatlama, firmaların sattıkları ürünlerin fiyatlarını birim maliyet üzerine bir kâr payı ekleyerek belirlemeleridir. Bu görüşe göre, üretici fiyatlarının artmasıyla girdi maliyetlerinin yükselmesi nihai tüketiciye yönelik üretim yapan firmaların ürünlerine zam yapmalarını getirmekte, böylece tüketici fiyatları da yükselmektedir. Bu durum, ÜFE enflasyonunun yükseldiği dönemlerde, bir süre sonra TÜFE enflasyonunun da yükseleceği beklentisine yol açmaktadır.

Fakat üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki ilişkinin bu beklentiye uygun olarak gerçekleşmesini engelleyebilecek bazı faktörler vardır. Birincisi, Clark'ın (1995: 27-28) dikkat çektiği gibi, girdi maliyetleri üretim sürecindeki maliyet unsurlarından sadece birini oluşturmaktadır. Üretim maliyetleri girdi maliyetleri yanında sermaye ve emek maliyetleri ile verimliliğe de bağlıdır. Girdi maliyetlerinin toplam üretim maliyeti içindeki payı ne kadar düşükse, bu maliyetlerdeki artışın nihai ürün fiyatlarına yansıma derecesi de o kadar düşük olacaktır. Girdi maliyetleri artarken diğer maliyet kalemlerinde düşüş olması ve/veya verimliliğin yükselmesi halinde, firmaların girdi maliyetlerindeki artışı nihai ürün fiyatlarına hiç yansıtmaması da söz konusu olabilmektedir. Özellikle rekabetin yoğun olduğu sektörlerde bu durumun gerçekleşmesi beklenebilir. İkincisi, Colclough ve Lange (1982) tarafından belirtildiği gibi, ekonomide mark-up fiyatlama yanında türev talep modeline dayalı bir fiyatlama davranışı da olabilir. Buna göre, nihai ürünlere yönelik tüketici talebindeki artış firmaları daha fazla üretim yapmaya yönelterek girdi talebini arttırabilir. Böyle bir durumda önce tüketici fiyatları sonra da üretici fiyatları artacaktır. Böylece tüketici fiyatlarından üretici fiyatlarına doğru bir nedensellik ortaya çıkacaktır. Üçüncüsü, ÜFE ile TÜFE arasında, iki

endeksteki fiyat hareketlerinin birbirine yansıma derecesini azaltabilecek bazı kapsam farklılıkları vardır (Clark, 1995: 26-27). ÜFE sadece yurtiçinde üretilen malları içerirken, TÜFE’de ithal edilen mallar ile hizmetler de kapsamaktadır. Bu durumda ÜFE’deki bir artış (düşüş), aynı anda ithal malların ya da hizmetlerin fiyatları düşüyorsa (artıyorsa), TÜFE’ye ya hiç yansımayacak ya da çok az yansıyacaktır.

Nitekim bu konuda yapılan ampirik çalışmalar farklı sonuçlar vermiştir. Konuyu ABD örneğinde ele alan çalışmalarda Silver ve Wallace (1980) ÜFE’den TÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik bulurken, Colclough ve Lange (1982) ile Jones (1986) iki yönlü nedensellik tespit etmiş, Cushing ve McGarvey (1990) ise iki değişken arasında önemli bir ilişki bulunmadığı sonucuna varmıştır. G-7 ülkelerindeki (Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İngiltere ve ABD) durumu inceleyen Caporale vd. (2002), nedenselliğin üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru olduğunu öne süren geleneksel görüşü destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Sidaoui vd. (2009) Meksika’da, Alemu (2012) Güney Afrika’da üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik bulmuştur. Gang vd. (2009) Çin’de, Tiwari (2012) Avustralya’da tüketici fiyatlarından üretici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik tespit etmiştir. Tiwari vd. (2014) Meksika’da üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasında karşılıklı nedensellik olduğu sonucuna varmıştır. Beş Avrupa ülkesindeki durumu araştıran Akçay (2011) ise Finlandiya ve Fransa’da üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik bulmuş, Almanya’da çift yönlü nedensellik bulgusuna ulaşmış, Hollanda ve İsveç’te ise iki değişken arasında herhangi bir nedensellik tespit edememiştir.

Türkiye üzerine yapılan çalışmaların sonuçları da karmaşıktır. Zortuk (2008), Ocak 1986-Aralık 2004 döneminde ÜFE’den TÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik bulmuştur. Tarı vd. (2009), 1987:1-2008:4 dönemine ait üçer aylık verilerle çalışmış ve kısa dönemde ÜFE’den TÜFE’ye doğru nedensellik bulunduğu ama uzun dönemde nedenselliğin yönünün TÜFE’den ÜFE’ye doğru olduğu sonucuna varmıştır. Saraç ve Karagöz (2010), Ocak 1994-Aralık 2009 dönemi için hem kısa hem de uzun dönemde ÜFE’den TÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik tespit etmiştir. Abdioğlu ve Korkmaz (2012), Ocak 2003-Şubat 2012 dönemi için uzun dönemde ÜFE ile TÜFE arasında bir ilişki olmadığını, kısa dönemde ise çift yönlü nedensellik olduğunu bulmuştur. Ülke ve Ergun (2014), Ocak 2003-Aralık 2013 dönemi için uzun dönemde TÜFE’den ÜFE’ye doğru tek yönlü nedensellik olduğu, kısa dönemde ise herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmadığı bulgusunu elde etmiştir.

Türkiye’ye ilişkin sonuçların bu kadar farklı olmasının bir nedeni ele alınan dönemlerin farklı olması olabilir. Ancak aşağı yukarı aynı dönemin ele alındığı ve benzer yöntemlerin (Johansen eşbütünleşme testi, vektör hata düzeltme modeli, Granger nedensellik analizi) kullanıldığı son iki çalışmanın sonuçlarının da birbirinden farklı olması anlaşılabilir değildir. Bu durum Türkiye’deki üretici fiyatları ile tüketici fiyatları ara-

sındaki nedensellik ilişkisinin yeniden ele alınmasının faydalı olacağını düşündürmektedir. Bu konuda yeni çalışmalar yapılması, Türkiye'deki üretici ve tüketici fiyatları arasındaki ilişkinin daha doğru bir şekilde tespit edilmesine katkıda bulunabilecektir.

### 3. Veri Seti ve Ön Testler

Çalışmada kullanılan veri seti TÜİK tarafından yayınlanan 2003=100 bazlı aylık TÜFE ve ÜFE serilerinden oluşmaktadır. Çalışmada bu serilerin Ocak 2003-Aralık 2016 dönemine ait 168 gözlemi kullanılmıştır. Ancak bazı testlerdeki gecikmeli terimler nedeniyle ekonometrik analizler Ocak 2005-Aralık 2016 dönemine ait 144 gözlem üzerinden yapılmıştır. İlk 24 gözlem söz konusu gecikmeli terimler için ayrılmıştır. Stock ve Watson (2012: 586) tarafından da ifade edildiği gibi, zaman serisi regresyonlarında çeşitli bilgi kriterleri kullanılarak uygun gecikme uzunlukları seçilirken, rakip modellerin aynı gözlem sayısına sahip olması büyük önem taşımaktadır.

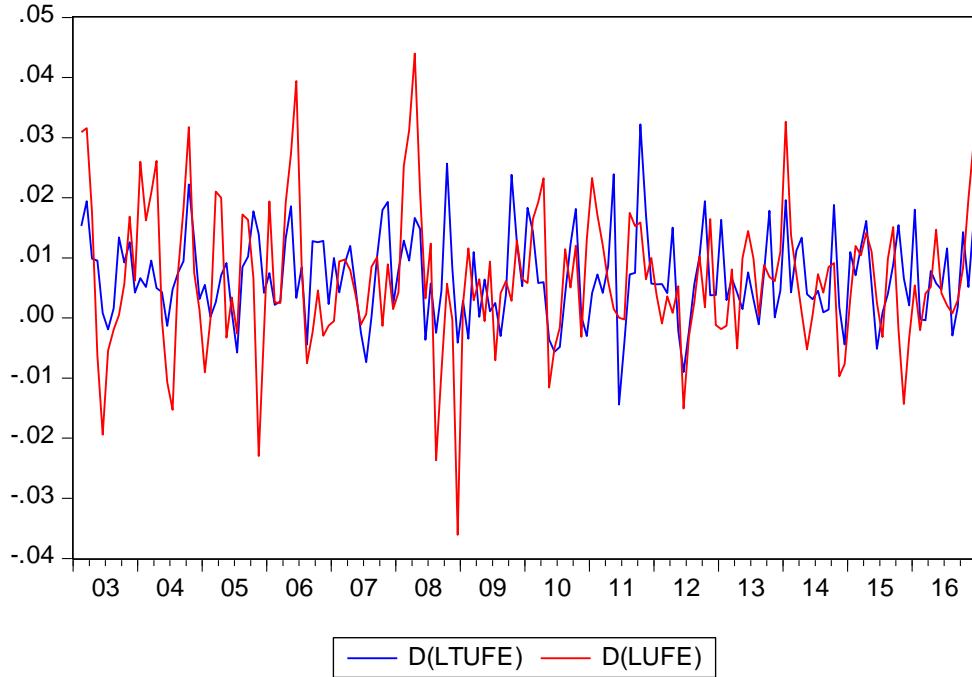
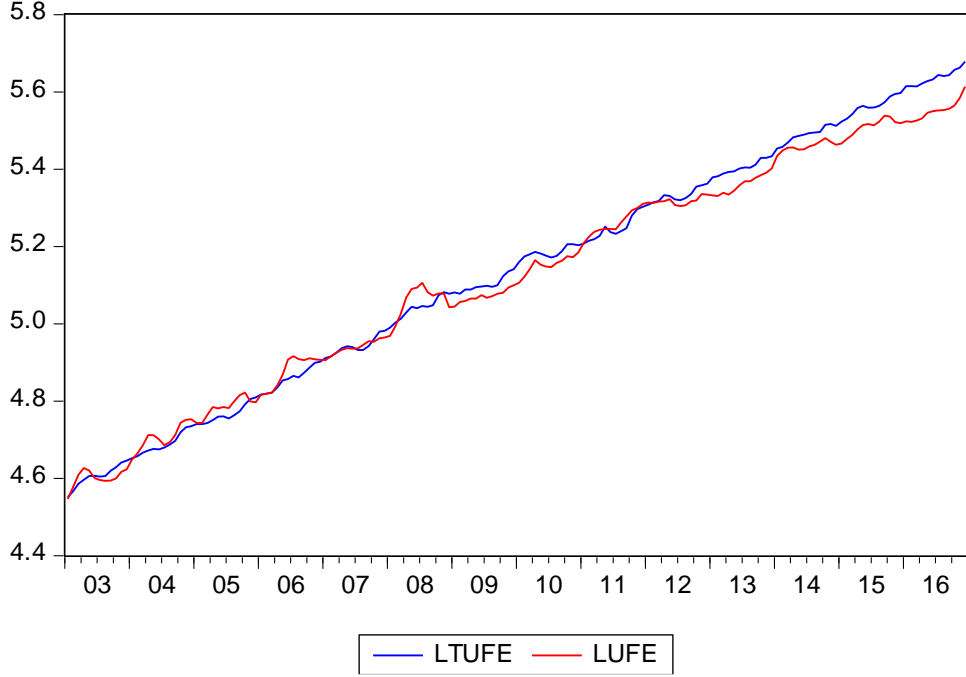
Çalışmada kullanılan iki değişkenin doğal logaritması alınmış biçimleri (LTÜFE ve LÜFE) ile logaritmik birinci sıra farkları (DLTÜFE ve DLÜFE) Şekil 1'de verilmektedir. Söz konusu değişkenlerin logaritmik birinci sıra farkları, yaklaşık olarak, aylık enflasyon oranlarına karşılık gelmektedir.

Çalışmanın amacı olan üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasına geçmeden önce, kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerini ortaya koyacak bazı ön testlerin yapılması gerekmektedir<sup>2</sup>. Çünkü ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin dikkate alınmaması yanlış sonuçlara ulaşılmasına neden olabilmektedir. Mesela Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde "sahte regresyon" problemiyle karşılaşılabilceğini göstermiştir. Sahte regresyon, değişkenler arasında gerçekte olmayan ilişkilerin elde edilmesidir. Bu tür sorunlarla karşılaşmamak için kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerini tespit etmek ve bu özelliklere uygun analiz yöntemlerini kullanmak gerekmektedir.

---

<sup>2</sup> Çalışmadaki tüm analizler Eviews 9.0 ekonometri paket programıyla yapılmıştır.

**Şekil 1. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Logaritmaları ve Logaritmik Birinci Sıra Farkları**



Tarı ve Bozkurt'un (2006) izinden gidilerek, ön testlere, çalışmada kullanılan değişkenlerin deterministik özellikleri incelenerek başlanmıştır. Değişkenlerin deterministik özelliklerinin tespit edilmesi, yapılacak analizlerde önsel bilgi olarak işe yarayacaktır. Değişkenlerin deterministik özelliklerini tespit etmek amacıyla, her değişken

için sabit terim, trend değişkeni ve 11 adet merkezileştirilmiş mevsimsel kukla değişken kullanılarak regresyon analizleri yapılmıştır. Bu regresyon analizlerinin sonuçları Tablo 1’de verilmektedir. Bu sonuçlar, çalışmada kullanılan iki değişkenin de sabit terim ve trend içerdiğini göstermektedir. Tablo 1’deki sonuçlardan LTÜFE’nin mevsimsellik içerdiği, LÜFE’nin ise mevsimsellik içermediği de görülmektedir. Bu sonuçlar ekonometrik analizler yapılırken göz önünde tutulacaktır.

**Tablo 1. Değişkenlerin Deterministik Özellikleri**

	LTÜFE		LÜFE	
	Katsayı	t istatistiği	Katsayı	t istatistiği
Sabit terim	4.5921	715.20***	4.6349	410.27***
Trend	0.0065	128.47***	0.0059	55.98***
mev01	0.0035	1.31	0.0002	0.03
mev02	0.0018	0.48	0.0029	0.39
mev03	0.0018	0.41	0.0081	0.94
mev04	0.0053	1.07	0.0141	1.39
mev05	0.0062	1.31	0.0145	1.38
mev06	-0.0019	-0.42	0.0133	1.29
mev07	-0.0074	-1.44	0.0093	0.83
mev08	-0.0125	-2.91***	0.0072	0.78
mev09	-0.0114	-2.90***	0.0086	1.02
mev10	0.0016	0.45	0.0086	1.08
mev11	0.0036	1.40	0.0042	0.74
F testi	5.43 (0.000)		0.32 (0.979)	

**Not:** Regresyon analizlerinde Ocak 2005-Aralık 2016 dönemine ait 144 gözlem kullanılmıştır. mev değişkenleri merkezileştirilmiş mevsimsel kukla değişkenlerdir. Regresyon analizleri, olası ardışık bağımlılık ve değişen varyans sorunlarından kaçınmak için, değişen varyans ve ardışık bağımlılık tutarlı (heteroskedasticity and autocorrelation consistent: HAC) sağlam standart hatalarla yapılmıştır. Tabloda sağlam standart hatalarla hesaplanan t istatistikleri rapor edilmiştir. \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. F testi, mevsimsel kukla değişkenlerin ortak anlamlılığını sınamak için yapılmıştır. Bu testte parantez içindeki değerler kesin olasılık (p) değerleridir. F testinde kesin olasılık değerlerinin düşük olması ortak anlamlılığı göstermektedir.

Ön testlerin ikinci adımı, ele alınan değişkenlerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesidir. Bu amaçla literatürde sık kullanılan iki yöntem olan genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testlerine başvurulmuştur. Dickey ve Fuller (1979 ve 1981) tarafından geliştirilen ADF testinde serinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığı sıfır hipotezi test edilirken, Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen KPSS testinde serinin birim kök içermediği yani durağan olduğu sıfır hipotezi test edilmektedir.

**Tablo 2. Değişkenlerin Durağanlığının Belirlenmesi**

	<b>G</b>	<b>ADF istatistiği</b>	<b>b</b>	<b>KPSS istatistiği</b>
Düzy				
LTÜFE	12	-2.297	8	0.188**
LÜFE	1	-4.174***	9	0.125*
Birinci fark				
DLTÜFE	11	-4.059***	48	0.178
DLÜFE	1	-7.788***	1	0.032

**Not:** ADF ve KPSS testlerinde Ocak 2005-Aralık 2016 dönemine ait 144 gözlem kullanılmıştır. Deterministik özellikler dikkate alınarak, ADF ve KPSS testleri değişkenlerin düzey değerleri için sabit terim ve trend değişkeniyle birlikte, birinci fark değerleri için sadece sabit terimle yapılmıştır. ADF testinde, g, maksimum gecikme 12 olmak üzere, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile seçilen gecikme uzunluklarıdır. KPSS testinde, b, program tarafından otomatik olarak belirlenen bant genişlikleridir. \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri, %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Sıfır hipotezi, ADF testinde seride birim kök olduğu yani serinin durağan olmadığı, KPSS testinde ise seride birim kök olmadığı yani serinin durağan olduğu şeklindedir.

ADF ve KPSS testlerinin sonuçları Tablo 2’de verilmektedir. Değişkenlerin deterministik özellikleri dikkate alınarak, ADF ve KPSS testleri düzey değerleri için sabit terim ve trend değişkeniyle birlikte, birinci fark değerleri için ise sadece sabit terimle yapılmıştır. Çünkü, Şekil 1’de görüldüğü gibi, değişkenlerin birinci sıra farkları alındığında trend ortadan kalkmaktadır. Tablo 2’deki sonuçlara göre, LTÜFE değişkeni düzeyde durağan değilken birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir. LÜFE değişkeni için ise durum biraz karışıktır. ADF testi LÜFE’nin düzeyde trend durağan olabileceğine işaret etmektedir. Bu sonuç üzerine LÜFE değişkeninin düzeyde trend durağan olması ihtimalinin ekonometrik analizler yapılırken dikkate alınmasına ve buna uygun bir yöntem seçilmesine karar verilmiştir.

#### 4. Yöntem ve Analiz Sonuçları

Değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin ortaya konulduğu ön testlerin sonuçları dikkate alınarak, bu çalışmada Türkiye’de üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasında Toda-Yamamoto yöntemi kullanılmıştır. Uygulamalı iktisatta zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırılmasında kullanılan yöntemlerin temelini Granger’ın 1969 tarihli ünlü makalesi oluşturmaktadır. Granger (1969), zaman serileri arasındaki öncelik-sonralık ilişkisine dayanan bir nedensellik testi geliştirmiştir. Bu testin orijinal halinde değişkenlerin zaman serisi özellikleri dikkate alınmamıştır. Ancak zaman serisi literatüründe yaşanan gelişmeler sonrasında Granger nedensellik testi bazı değişiklikler geçirmiş ve bazı türevleri de ortaya çıkmıştır. Bunlardan biri de Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilmiştir. Toda-Yamamoto (TY) nedensellik testi, kullanılan seriler durağan olmasalar ve



aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeseler bile, sahte regresyon problemiyle karşılaşmadan düzey değerleriyle çalışma olanağını vermektedir. Bu avantajları, TY yöntemini, bizim çalışmamızdaki değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılması için uygun kılmaktadır.

TY nedensellik testi bir Vektör Otoresyon (Vector Autoregression: VAR) modeli üzerinden uygulanır. Bu test uygulanırken VAR modeli  $k + d_{max}$  adet gecikme ile tahmin edilir. Burada  $k$  VAR modelinin uygun gecikme uzunluğunu,  $d_{max}$  ise değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini göstermektedir. Model tahmin edildikten sonra katsayıların ilk  $k$  tanesinin ortak anlamlılığı için Wald testi yapılmakta ve buna göre nedenselliğe karar verilmektedir. İki değişkenli basit bir VAR modeli için TY nedensellik testinin uygulaması aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \gamma_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \delta + \sum_{i=1}^k \rho_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \rho_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \sigma_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \sigma_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

TY nedensellik testinde (1) numaralı denklemdeki  $\gamma_{1i}$  ve (2) numaralı denklemdeki  $\sigma_{1i}$  katsayılarının grup halinde sıfıra eşit olup olmadıklarına bakılır.  $\gamma_{1i}$  katsayıları belirli bir istatistiksel anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklıysa X'in Y'nin nedeni olduğu anlaşılır.  $\sigma_{1i}$  katsayıları belirli bir istatistiksel anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklıysa Y'nin X'in nedeni olduğuna hükmedilir. Bu iki durum aynı anda gerçekleşiyorsa iki değişken arasında karşılıklı nedensellik olduğu sonucuna varılır. İki durum da geçerli olmadığında ise iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi yok demektir.

Çalışmada ele aldığımız değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelendiği önceki kısımda elde edilen sonuçlar, LTÜFE ve LÜFE için maksimum bütünleşme derecesinin 1 olduğunu göstermiştir. VAR modelinin uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi için ise çeşitli bilgi kriterlerine başvurulmuştur. Burada değişkenlerin zaman serisi özellikleri dikkate alınarak, VAR modeline dışsal olarak trend değişkeni ve 11 adet merkezileştirilmiş mevsimsel kukla değişken de eklenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu ise aylık verilerle çalışmamızdan hareketle 12 olarak belirlenmiştir. Tablo

3'teki sonuçlar bu şekilde kurulan VAR modeli için uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğunu göstermektedir. Kullanılan beş bilgi kriterinden dördü bu sonucu vermektedir. Ancak VAR modelinin sonuçlarının güvenilir olabilmesi için bazı tanı testlerini geçmesi gerekmektedir. Bu testlerden biri de hata terimlerinde ardışık bağımlılık bulunup bulunmadığıdır. 2 gecikmeli VAR modeli için yapılan testler ise hata terimlerinde ardışık bağımlılık olduğunu göstermiştir. Bu nedenle VAR modeli beşinci kriterin uygun olduğunu gösterdiği 5 gecikme ile kurulmuştur. Ayrıca 3 ve 4 gecikmeli modeller de denenmiş ama bunlarda da ardışık bağımlılık sorununun bulunduğu görülmüştür. 5 gecikmeli modelde ise ardışık bağımlılık olmadığı gibi değişen varyans ve hata terimlerinin normal dağılması gibi sorunlar da yoktur. Ayrıca 5 gecikmeli model istikrarlı bir yapıya da sahiptir<sup>3</sup>.

**Tablo 3. VAR Modelinin Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçilmesi**

Gecikme sayısı	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	8.6E-08	-10.59	-10.06	-10.37
1	421.17	3.5E-09	-13.80	-13.18	-13.55
2	25.59	3.0E-09*	-13.95*	-13.25*	-13.66*
3	2.49	3.1E-09	-13.91	-13.13	-13.59
4	0.36	3.3E-09	-13.86	-12.99	-13.51
5	9.68*	3.2E-09	-13.88	-12.93	-13.50
6	3.43	3.3E-09	-13.86	-12.83	-13.44
7	3.41	3.4E-09	-13.83	-12.72	-13.38
8	0.63	3.6E-09	-13.78	-12.58	-13.29
9	1.85	3.7E-09	-13.74	-12.46	-13.22
10	2.06	3.9E-09	-13.70	-12.34	-13.15
11	3.67	4.0E-09	-13.68	-12.24	-13.10
12	1.36	4.2E-09	-13.64	-12.11	-13.02

**Not:** VAR modeli, LTÜFE ve LÜFE değişkenlerinin Ocak 2005-Aralık 2016 dönemine ait 144 gözlemlerle kurulmuştur. Bu değişkenlerin zaman serisi özellikleri dikkate alınarak, VAR modeline dışsal olarak trend değişkeni ve 11 adet merkezileştirilmiş mevsimsel kukla değişken eklenmiştir. LR: Olabilirlik Oranı, FPE: Son Tahmin Hatası, AIC: Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz Bayesci Bilgi Kriteri, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri demektir. \* işareti, ilgili kriterin uygun bulunduğu gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Yapılan tüm bu testlerden sonra TY nedensellik analizine geçilmiştir. Yapılan testlerde elde edilen sonuçlara dayanılarak, TY nedensellik analizi için VAR modeli  $k + d_{max} = 5 + 1 = 6$  gecikme ile kurulmuştur. Daha sonra bu gecikmelerin k'ye karşılık gelen ilk beşine ait katsayılar için Wald testi yapılmış ve ki-kare istatistikleri hesaplanmıştır. Bu ki-kare istatistikleri ile bunların kesin olasılık değerleri Tablo 4'te verilmektedir.

<sup>3</sup> Bu testlerin sonuçları yerden kazanmak için burada rapor edilmemiştir ama istenirse yazardan temin edilebilir.

Bu sonuçlar, üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü nedenselliğe işaret etmektedir. Çünkü LTÜFE'nin bağımlı değişken olduğu modelde LÜFE'nin gecikmeli terimlerinin katsayıları %10 istatistiksel anlamlılık seviyesinde sıfırdan farklı çıkarken, LÜFE'nin bağımlı değişken olduğu modelde LTÜFE'nin gecikmeli terimlerinin katsayıları sıfırdan farklı çıkmamıştır.

**Tablo 4. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları**

Bağımlı değişkenler	Bağımsız değişkenler	
	LTÜFE	LÜFE
LTÜFE	-	10.24 (0.069)
LÜFE	5.22 (0.389)	-

**Not:** Tablodaki sayılar ki-kare istatistikleri, parantez içindeki sayılar bu istatistiklerin kesin olasılık değerleridir. Kesin olasılık değerinin sıfıra yakın olması, ilgili bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedenselliği ifade etmektedir.

Ancak uygulamalı ekonometrik çalışmalarda sadece bir tek sonuçla yetinilmesi doğru değildir. Çünkü elde edilen sonucun analizler esnasında yapılan birtakım varsayımlardan etkilenmiş olması mümkündür. Bunun için elde edilen sonucun varsayımlardaki değişmelere karşı duyarlı olup olmadığının incelenmesi gerekir. Nitekim Kennedy (2008: 362-368), duyarlılık analizini uygulamalı ekonometrinin 10 emri arasında saymıştır.

Bu nedenle bu çalışmada son olarak bir duyarlılık analizi yapılmıştır. Duyarlılık analizi üç açıdan ele alınmıştır. Birincisi, çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlığının belirlenmesi aşamasında hata yapılmış olabileceği düşüncesiyle, her iki değişkenin de düzeyde trend durağan olabileceği varsayımıyla, VAR modeli  $k + d_{max} = 5 + 0 = 5$  gecikme ile yeniden kurularak nedensellik analizi tekrarlanmıştır. Kolayca görülebileceği gibi, bu seçenek standart Granger nedensellik analizine denk gelmektedir. İkincisi, değişkenlerden en azından birinin ikinci farkında durağan olabileceği varsayımıyla, VAR modeli  $k + d_{max} = 5 + 2 = 7$  gecikmeyle tekrar kurularak yeni bir TY nedensellik analizi yapılmıştır. Üçüncü olarak ise VAR modelinin gecikme yapısı değiştirilmeden, literatürdeki bazı çalışmalarda yapıldığı gibi, TY nedensellik analizi, sistem yaklaşımıyla ve Görünürde İlişkisiz Regresyon (Seemingly Unrelated Regression: SUR) yöntemiyle çözülmüştür.

**Tablo 5. Duyarlılık Analizi Sonuçları**

Bağımlı değişkenler	Bağımsız değişkenler	
	LTÜFE	LÜFE
$k + d_{max} = 5 + 0 = 5$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LTÜFE	-	11.60 (0.041)
LÜFE	3.00 (0.700)	-
$k + d_{max} = 5 + 2 = 7$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LTÜFE	-	9.34 (0.096)
LÜFE	5.35 (0.375)	-
$k + d_{max} = 5 + 1 = 6$ gecikmeyle kurulup SUR yöntemiyle çözülen VAR modeli		
LTÜFE	-	12.39 (0.030)
LÜFE	6.32 (0.276)	-

**Not:** Tablodaki sayılar ki-kare istatistikleri, parantez içindeki sayılar bu istatistiklerin kesin olasılık değerleridir. Kesin olasılık değerinin sıfıra yakın olması, ilgili bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedenselliği ifade etmektedir.

Bu üç varsayıma göre yapılan analizlerin sonuçları Tablo 5’te sunulmaktadır. Bu sonuçlar ilk ulaştığımız sonuçlarla tutarlıdır. Bu sonuçlar da üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru nedenselliğe işaret etmektedir. Bu da ilk ulaştığımız sonuçların, en azından duyarlılık analizinde ele aldığımız varsayımlar açısından, sağlam olduğunu göstermektedir.

## 5. Sonuç

Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), enflasyonun ölçümünde kullanılan iki temel göstergedir. ÜFE üretim faaliyetinde yer alan maddelerin fiyatlarındaki değişiklikleri, TÜFE ise tüketici tarafından satın alınan mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişiklikleri ölçmek için kullanılmaktadır. Bu iki enflasyon göstergesi arasındaki ilişki konusunda geleneksel görüş üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru bir nedensellik olduğu yönündedir. Bu görüş üretimin tüketimden önce gelmesine ve ekonomide mark-up fiyatlama (satış fiyatının birim maliyet üzerine bir kâr payı eklenerek belirlenmesi) davranışının hakim olduğu kanısına dayanmaktadır. Fakat girdi maliyetlerinin toplam üretim maliyetinin tamamını oluşturmaması, ekonomide türev talep modeline dayalı bir fiyatlama davranışının da bulunabilmesi ve ÜFE ile TÜFE arasındaki kapsam farklılıkları nedeniyle, üretici ve tüketici fiyatları arasındaki ilişki her zaman bu geleneksel görüşe uygun olarak gerçekleşmeyebilir. Nitekim

bu konuda yapılan ampirik çalışmalar farklı sonuçlar vermiştir. Türkiye üzerine yapılan önceki çalışmalarda da farklı sonuçlar elde edilmiştir.

Bu çalışmada Türkiye'deki üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi Ocak 2005-Aralık 2016 dönemi için araştırılmıştır. Yapılan ekonometrik analizler sonucunda üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur. Bu sonuç Türkiye'de üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin geleneksel görüşe uygun olduğu anlamına gelmektedir.

Çalışmamızın sonucu Türkiye üzerine yapılan önceki çalışmalardan Zortuk (2008) ile Saraç ve Karagöz'ün (2010) bulgularıyla uyumaktadır. Ulaştığımız sonuç Tarı vd. (2009), Abdioğlu ve Korkmaz (2012) ve Ülke ve Ergun'un (2014) bulgularıyla ise uyumlu değildir. Ulaştığımız sonucun özellikle son iki çalışmanın sonuçlarından farklı olması dikkate değerdir. Çünkü bu çalışmalarda da bizimkiyle aynı veriler kullanılmış ve bizimkine yakın bir dönemin analizi yapılmıştır. Buna rağmen üç çalışmada da farklı sonuçların elde edilmesi ise daha çok kullanılan yöntemlerle ilgili gibi görünmektedir.

## Kaynaklar

Abdioğlu, Z. ve Korkmaz, Ö. (2012). Tüketici ve üretici fiyat endekslerinde fiyat geçişkenliği: Alt sektörler, *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 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), 227-232.

Akdi, Y., Berument, H. ve Cilasun, S. M. (2006). The relationship between different price indices: Evidence from Turkey, *Physica A*, 360(2), 483-492.

Alemu, Z. G. (2012). Causality links between consumer and producer price inflation in South Africa, *Applied Economics Letters*, 19(1), 13-18.

Caporale, G. M., Katsimi, M. ve Pittis, N. (2002). Causality links between consumer and producer prices: Some empirical evidence, *Southern Economic Journal*, 68(3), 703-711.

Clark, T. E. (1995). Do producer prices lead consumer prices?, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 80(3), 25-39.

- Colclough, W. G. ve Lange, M. D. (1982). Empirical evidence of causality from consumer to wholesale prices, *Journal of Econometrics*, 19(2-3), 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(4), 1059-1072.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Erdem, H. F. ve Yamak, R. (2014). Üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki geçişkenliğin derecesi, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(4), 1-13.
- Gang, F., Liping, H. ve Jiani, H. (2009). CPI vs. PPI: Which drives which?, *Frontiers of Economics in China*, 4(3), 317-334.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models: Cross spectral methods, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Guthrie, R. S. (1981). The relationship between wholesale and consumer prices, *Southern Economic Journal*, 47(4), 1046-1055.
- Jones, J. D. (1986). Consumer prices, wholesale prices and causality: More empirical evidence for the U.S., 1947-1983, *Empirical Economics*, 11(1), 41-55.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics* (6th ed.). Malden, MA: Blackwell.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.

- Saraç, T. B. ve Karagöz, K. (2010). Türkiye’de tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişki: Yapısal kırılma ve sınır testi, *Maliye Dergisi*, 159, 220-232.
- Sidaoui, J., Capistran, C., Chiquiar, D. ve Ramos-Francia, M. (2009). On the predictive content of the PPI on CPI inflation: The case of Mexico, *Monetary policy and the measurement of inflation: Prices, wages and expectations* içinde (249-257. ss.). Bank for International Settlements, BIS Papers, No: 49.
- Silver, J. L. ve Wallace, T. D. (1980). The lag relationship between wholesale and consumer prices: An application of the Hatanaka-Wallace procedure, *Journal of Econometrics*, 12(3), 375-387.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (2012). *Introduction to econometrics* (3rd ed.). Boston: Pearson.
- Tarı, R., Abasız, T. ve Pehlivanoglu, F. (2009). *Frekans alanı yaklaşımı ile TEFİ (ÜFE)-TÜFE arasındaki nedensellik ilişkisi*, 10. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Palandöken, Erzurum, 27-29 Mayıs 2009.
- Tarı, R. ve Bozkurt, H. (2006). Türkiye’de istikrarsız büyümenin VAR modelleri ile analizi (1991.1-2004.3), *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 4, 1-16.
- Tiwari, A. K. (2012). An empirical investigation of causality between producers' price and consumers' price indices in Australia in frequency domain, *Economic Modelling*, 29(5), 1571-1578.
- Tiwari, A. K., Suresh K. G., Arouri, M. ve Teulon, F. (2014). Causality between consumer price and producer price: Evidence from Mexico, *Economic Modelling*, 36, 432-440.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2008). *Fiyat endeksleri ve enflasyon*, Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası.
- Ülke, 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), 205-222.

Zortuk, M. (2008). Türkiye’de tüketici ve toptan eşya fiyat indeksleri arasındaki nedensellik ilişkisi: 1986-2004, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20, 181-190.