

ÜCRET-FİYAT SPİRALİ: TÜRK İMALAT SANAYİ ÖRNEĞİ**Yrd. Doç. Dr. Zehra ABDİOĞLU*****ÖZET**

Bu çalışma Türkiye için 2005-2012 dönemi itibariyle ara malı, dayanıklı tüketim malı, dayanıksız tüketim malı, enerji ve sermaye malı gibi ana imalat sanayi gruplarına ilişkin verimlilik ayarlı nominal ücret düzeyleri ile üretici ve tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmaktadır. Bunun yanı sıra, bu çalışmada Türk imalat sanayi verimlilik ayarlı toplam nominal ücret düzeyleri ile üretici ve tüketici fiyatları arasındaki ilişki 1997-2012 dönemi için analiz edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi verimlilik ayarlı toplam nominal ücret düzeyleri ile üretici ve tüketici fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu yönünde güçlü bir kanıt sağlamıştır. Çalışmada incelenen ana sanayi gruplarının çoğunda nedensellik ilişkisinin yönü nominal ücretlerden fiyatlara doğrudur. Sadece aramalı imalatında verimlilik ayarlı nominal ücretler ile fiyatlar arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Ücret-fiyat spirali, verimlilik, nedensellik analizi.

JEL Sınıflandırması: E31, J31, C22

THE WAGE-PRICE SPIRAL: THE CASE OF TURKISH MANUFACTURING INDUSTRY**ABSTRACT**

This study investigates the causal relationship between productivity-adjusted nominal wages of the main manufacturing industry groups such as intermediate goods, consumer durables, consumer non-durables, energy and capital goods and producer and consumer prices in Turkey during the period of 2005-2012. In addition, in this study the relationship between aggregated productivity-adjusted nominal wages and producer and consumer prices are analyzed for the period of 1997-2012 in Turkish manufacturing industry. Toda-Yamamoto causality test have yielded a strong evidence for bidirectional causality between aggregated productivity-adjusted nominal wages and producer and consumer prices. In most of the industries examined the direction of causality runs from nominal wages to prices. Only in intermediate goods manufacturing bidirectional causality is found between productivity-adjusted wages and prices.

Keywords: Wage-price spiral, productivity, causality analysis.

JEL Classification: E31, J31, C22

* Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, maraszehra61@hotmail.com

1. GİRİŞ

Ücret ve fiyatlar arasındaki ilişki makro ekonomik dinamikler açısından son derece önemli olduğu için geçmişten günümüze kadar iktisat literatüründe üzerinde sıklıkla durulan konuların başında gelmiştir. Literatürde ücret-fiyat spirali olarak isimlendirilen bu dinamik ücret ve fiyat ayarlama kuralları neticesinde toplam talep şoklarının ekonominin reel değişkenleri üzerinde etkide bulunup bulunmayacağı konusundaki tartışmaların odak noktasını oluşturmuştur.

Nominal ayarlamaların mal ve işgücü piyasalarının geneline yayılma etkisi ücret-fiyat spirali olarak adlandırılmaktadır (Kandil, 2003: 3). Ücret-fiyat spirali teoremine göre, toplam talepteki bir artış firmaları daha yüksek fiyat, işçileri ise daha yüksek ücret talep etmeye sevk ederek bir ücret-fiyat döngüsünün oluşmasına neden olur ve bu döngü sonucu çıktı ve istihdam artar. Bu durum sadece talep enflasyonu reel para arzını etkili bir biçimde azalttığına son bulur ve ekonomi tam istihdam denge seviyesine geri döner. Ücret-fiyat spiralinin bir diğer ortaya çıkış mekanizması şu şekildedir: Olumsuz arz şokları ile karşılaşıldığında işçiler daha yüksek reel ücret ya da firmalar daha yüksek kar marjı talep ederler, ya da şok öncesindeki ücret ve fiyat düzeylerini korumak isterler. Bu durum maliyet enflasyonuna neden olur ve enflasyonun reel para arzı üzerindeki etkisi ekonomik durgunluğa yol açar.

Ücret-fiyat spiralinin işleyişi ekonomik birimlerin beklentileri ile yakından ilişkilidir. Şöyle ki, eğer ekonomik birimler rasyonel beklentiye sahipse işçiler ve firmalar tüm reel ücretlerde ve kar marjlarında eş zamanlı bir artış olmayacağını bilmektedirler. Toplam talepteki bir artış nominal ücretleri ve fiyatları eş zamanlı olarak artıracaktır ve böylece toplam talepteki bir değişim çıktı üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmayacaktır. Ücret-fiyat spiralinin işleyişi tüm fiyat ve ücret ayarlamalarının eş zamanlı olmadığı bir ekonomide farklılık arz etmektedir. Reel ücretler ile kar marjlarının talepteki değişime karşı katılık dereceleriyle fiyat atalet düzeyi arasında doğrudan bir ilişki söz konusudur. Ürün talebindeki değişimin kar marjları ve işgücü talebindeki değişimin reel ücretler üzerindeki etkisi ne kadar küçük ise nominal fiyat düzeyinin toplam talep şoklarına ayarlanması o kadar yavaş olmaktadır. Nominal fiyat düzeyinin ayarlanma hızı yavaş olduğu için nominal para arzındaki değişimin reel para arzı ve toplam talep üzerindeki etkisi o kadar uzun olacaktır. Bu durumda toplam talep şokları ekonominin reel değişkenleri üzerinde etkide bulunacaktır (Blanchard, 1985: 1).

İktisat teorisine göre nominal ücretler uzun dönemde fiyatlar genel seviyesindeki artış oranında artırılmalıdır. Kısa dönemde ise bu denge ilişkisinden sapmalar söz konusu olabilir. Nominal ücretler enflasyonist baskıların yanı sıra işgücünün verimliliği dolayısıyla da artabilir. Ayrıca nominal ücretler sektörlere özgü karakteristik özellikler sergilemektedir. Herhangi bir sektördeki ücretler nispi olarak diğerlerine göre daha fazla artırılabilir. Çünkü bu sektör için ürün talebindeki değişimler sadece enflasyonla ilgili değildir. Bunun yanı sıra sektördeki işgücü verimlilik düzeyi de nominal ücretlerin

artışını etkilemektedir. Hatta bazı sektörler itibariyle verimlilik artışıyla ilişkili olmayan yüksek düzeyde nominal ücret artışları söz konusu olabilmektedir (Rissman, 1995: 17). Dolayısıyla herhangi bir ekonomi için ücret-fiyat spirali sadece ekonomi geneli ücret ve fiyat düzeyleri arasında değil özellikle sektörler itibariyle de incelenmelidir.

Literatürde ücretler ile fiyatlar arasındaki ilişki çok sayıda çalışmaya konu olmuştur. Çalışmaların büyük bir çoğunluğu ekonomi geneli ücret düzeyi ile fiyatlar genel seviyesi arasındaki nedensellik ilişkisini ve bu ilişkinin yönünü belirlemeye yönelik olarak gerçekleştirilirken (Bardsen, Hurn ve McHugh, 2002; Broersma ve Butter, 2001; Golinelli ve Orsi, 2000; Hess ve Schweitzer, 2000; Hoxha, 2010; Josheski, Fotov, Lazarov ve Koteski, 2011; Kandil, 2003; Metin ve Üçdoruk, 1998; Moschos, 1983; Ranciere, 2000; Welfe, 1996) çok sınırlı sayıda araştırmacı (Rissman, 1995) sektörler itibariyle ücret-fiyat spirali test etmiştir. Ayrıca çalışmaların büyük bir çoğunluğu verimlilik dolayısıyla ücretlerde meydana gelen değişimi dikkate almıştır. Bu çalışmada Türkiye için ücret-fiyat spirali hem genel imalat sanayi nominal ücret düzeyleri hem de aramalı imalatı, dayanıklı tüketim malı imalatı, dayanıksız tüketim malı imalatı, enerji ve sermaye malı imalatı olmak üzere beş ana sanayi grubuna ilişkin nominal ücret düzeyleri kapsamında incelenmiştir. Rissman (1995) izlenerek nominal ücretlerde verimlilik ayarlaması yapılmıştır. Verimlilik ayarlı nominal ücretlerle üretici ve tüketici fiyatları arasındaki nedensellik ilişkileri ana sanayi grupları itibariyle 2005-2012, toplam imalat sanayi itibariyle 1997-2012 dönemi için araştırılmıştır. Türkiye için ücretler ve fiyatlar arasındaki ilişkiyi sektörel anlamda inceleyen herhangi bir çalışma söz konusu olmadığından bu çalışmanın literatüre katkıda bulunduğunu söylemek mümkündür.

Çalışmanın sonraki bölümlerinde öncelikle ücret-fiyat spirali ampirik olarak test eden çalışmaların bulgularına ilişkin literatür özeti sunulmuştur. Ardından çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler ve veri seti tanıtılarak edinilen bulgular yorumlanmıştır. Son olarak bulgulara ilişkin genel değerlendirmeler yapılmıştır.

2. LİTERATÜR

Ücret ve fiyatlar arasındaki ilişki çok sayıda ekonomi için araştırılmıştır. Moschos (1983)'un çalışması bu çalışmalardan biridir. Moschos (1983), 1951-1978 dönemi itibariyle ABD için fiyatların ücret ve verimlilik değişimlerine verdiği tepkiyi hem kısa hem de uzun dönem itibariyle test etmiştir. Uzun dönemde fiyat, ücret ve verimlilik arasında bir ilişki olduğunu kısa dönemde ise ücretlerin fiyatlar üzerindeki etkisinin verimlilikten daha güçlü olduğunu saptamıştır. Rissman (1995), sektörler itibariyle ücretler ve fiyatlar arasındaki ilişkinin farklılık arz edeceğini ileri sürerek ABD için enflasyon ile verimlilik ayarlı nominal ücret artış hızları arasındaki ilişkiyi 1964-1994 dönemi itibariyle inşaat, madencilik, imalat sanayi, dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı imalatı, finans, sigorta ve reel gayrimenkul, hizmetler, perakende ve toptan ticaret ve ulaşım sektörlerine ilişkin veri seti ile incelemiştir. Sektörlerin büyük bir çoğunluğunda fiyat ve ücretler arasındaki nedensellik

ilişkisinin yönünün fiyatlardan ücretlere doğru olduğunu tespit etmiştir. Yalnızca imalat sanayi ve perakende ticarete ücretlerden enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemiştir.

Ücret-fiyat spiriline ilişkin bir başka çalışma Welfe (1996)'ye aittir. Welfe (1996), Polonya için fiyat ve ücretler arasındaki ilişkiyi 1964-1989 ve 1990-1993 dönemleri itibariyle test etmiştir. Nominal ücretlerin fiyatlar ve işgücü verimliliği, fiyatların ise ücret artış hızı ve ithalat mallarının fiyatları tarafından belirlendiğini tespit etmiştir. Metin ve Üçdörük (1998), 1962-1992 dönemi için Türk imalat sanayinde ücret, fiyat ve istihdam arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemiştir. Uzun dönemde ücret-fiyat spiralinin geçerli olduğunu ifade ederek fiyatlardaki artışların nominal ücretleri artırdığını ve istihdamın hem nominal ücretleri hem de reel ücretleri belirleyen bir zayıf dışsal değişken olduğunu ortaya koymuşlardır. Golinelli ve Orsi (2000), Polonya ve Macaristan için ücret-fiyat spiralinin 1970-1997 dönemi itibariyle incelemiştir. Polonya için ücretler ve fiyatlar arasında hem uzun hem de kısa dönemde ilişki olduğunu, Macaristan için ise kısa ve uzun dönemde ücret-fiyat ilişkisinin belirsiz olduğunu belirtmişlerdir.

ABD için ücretler ile fiyatlar arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen Hess ve Schweitzer (2000), 1960-1999 dönemi itibariyle ücretlerdeki artışın genel fiyat düzeyini artırmasından ziyade yüksek fiyatların yüksek ücret artışlarına neden olduğu yönünde bulgular edinmişlerdir. Yine ABD için ücret-fiyat spiralinin test eden Ranciere (2000), 1964-1998 dönemi için Blanchard (1986)'ın firma veya işçi lider modelini ele alarak ücret ve fiyatlar arasındaki ilişkiyi ortaya koymuştur. Para politikasının maruz kaldığı bir şokun etkisinin hem firma hem de işçi lider modelleri itibariyle çok küçük olduğunu ve ücret-fiyat spiralinin zayıf olmakla birlikte arz şoku durumunda firma lider modeli çerçevesinde geçerliliğe sahip olduğunu ifade etmiştir.

Broersma ve Butter (2001), işgücü dalgalanmalarının ücret-fiyat spiralinin ne şekilde etkilediğini Hollanda için test etmişlerdir. Nickell (1987)'in ücret-fiyat spirali modelini genişleterek Hollanda için işten çıkarılanların sayısındaki sürekli artışın işsizlik oranı üzerinde geçici bir artışa ve ücretler üzerinde ise nispi bir azalışa neden olduğunu tespit etmişlerdir. Bardsen vd. (2002), tek denklem yaklaşımını eleştirerek 1986-1999 dönemi itibariyle Avustralya için ücretler ve fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Ortalama işgücü verimliliği, işsizlik oranı, ithalat fiyatları ve çıktının trendden sapmasını da dikkate alarak gerçekleştirdikleri eş bütünleşme testleri ile her iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini ve karşılıklı olarak fiyat enflasyonu ile ücret büyüme hızının birbirlerini önemli düzeyde etkilediğini tespit etmişlerdir.

Kandil (2003), 12 gelişmiş ülke için fiyat-ücret spiralinin 1960-2000 dönemi itibariyle test etmiştir. Edinilen bulgulara göre, genişleme döneminde işgücü ve mal piyasasındaki eş zamanlı nominal ayarlamalar reel yaşam standartlarını korurken çıktı genişlemesini devam ettirir. Daralma dönemlerinde ise çıktı daralmaları veya ekonomik birimlerin reel yaşam standartlarının kötüleşmesi üzerinde ücret-fiyat spiralinin etkisi sınırlı bir biçimde gözlenmektedir. Hoxha (2010), 27 Avrupa

ülkesi için ücret-fiyat spirali 1996-2007 dönemi için inceleyerek ücretler ile fiyatlar arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir.

Son olarak Josheski vd. (2011), İngiltere için fiyatlar ve ücretler arasındaki ilişkiyi 1960-2007 dönemi itibarıyla test etmişlerdir. Reel ücretler ile fiyat düzeyi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu ve nedenselliğin yönünün reel ücretlerden fiyat düzeyine doğru olduğunu tespit etmişlerdir.

Tablo 1. Literatür Özeti

Yazar	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Moschos (1983)	1951-1978 yıllık	ABD	En Küçük Kareler (EKK) ve Araç değişken modeli	Ücretlerin fiyatları açıklama gücü yüksek
Rissman (1995)	1964-1994 üç aylık	ABD	Granger nedensellik analizi	Çoğu sektörde fiyatlardan ücretlere doğru nedensellik ilişkisi söz konusu
Welfe (1996)	1964-1989 yıllık 1990-1993 üç aylık	Polonya	Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme, hata düzeltme analizleri	Ücretler ve fiyatlar arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi söz konusu
Metin ve Üçdoruk (1998)	1962-1992 yıllık	Türkiye	Johansen eş bütünleşme, hata düzeltme, Granger nedensellik analizleri	Uzun dönemde ücret-fiyat spirali geçerli
Hess ve Schweitzer (2000)	1960-1999 üç aylık	ABD	Granger nedensellik analizi	Yüksek fiyatlar yüksek ücretlere neden olur
Ranciere (2000)	1964-1998 üç aylık	ABD	Yapısal vektör otoregresif (VAR) modeli	Sınırlı ücret-fiyat spirali
Golinelli ve Orsi (2000)	1970-1997 üç aylık	Polonya ve Macaristan	Gregory-Hansen eş bütünleşme, vektör hata düzeltme analizi	Polonya için ücret-fiyat spirali geçerli
Broersma ve Butter (2001)	1969-1997 üç aylık	Hollanda	Görünürde ilişkisiz regresyon analizi	İşten çıkarılma ücret-fiyat spiralinin önemli bir belirleyicisi
Bardsen vd. (2002)	1986-1999 üç aylık	Avustralya	VAR, Johansen eş bütünleşme analizi	Ücretler ve fiyatlar arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi söz konusu
Kandil (2003)	1960-2000 üç aylık	12 gelişmiş ülke	EKK analizi	Ücret-fiyat spirali ve ekonomik dalgalanmalar arasında önemli bir ilişki var
Hoxha (2010)	1996-2007 üç aylık	27 Avrupa ülkesi	EKK ve vektör hata düzeltme (VECM) analizleri	Ücretler ve fiyatlar arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi söz konusu
Josheski vd. (2011)	1960-2007 yıllık	İngiltere	EKK, Johansen eş bütünleşme, VECM analizleri	Reel ücretlerden fiyatlara doğru nedensellik söz konusu

Ücret-fiyat spirali kapsamında ücret ve fiyatlar arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar ele alınan dönem, ülke, yöntem ve bulgular kapsamında özetlenerek Tablo 1’de sunulmuştur. Çalışma bulguları değerlendirildiğinde ülkelerin çok büyük bir kısmı için ücret-fiyat spiralinin geçerli olduğu, ücretlerin fiyatları, fiyatların da ücretleri önemli düzeyde açıkladığı dikkatleri çekmektedir.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

3.1. Veri Seti

Çalışmada ilk olarak Türkiye İstatistik Kurumunun (TÜİK) sanayi brüt ücret-maaş endeksi (2005=100) verilerinden yararlanılarak beş ana sanayi grubu için nominal ücretler ele alınmıştır.

TÜİK, Avrupa Topluluğunda Ekonomik Faaliyetlerin İstatistiki Sınıflamasına (NACE REV:2) uyarak imalat sanayi faaliyetlerini malların tipine göre aramalı, enerji, sermaye malı, dayanıklı tüketim malı ve dayanıksız tüketim malı olmak üzere beş ana sanayi grubuna (MIGS) ayırmıştır ve 2005 yılı sonrasında kısa dönemli iş istatistikleri çerçevesinde yayınlamaya başlamıştır. Her bir ana sanayi grubuna göre sanayi ücret endeksleri (2005=100) ile tüketici fiyat endeksi (TÜFE (2003=100)) ve üretici fiyat endeksi (ÜFE (2003=100)) serileri kullanılarak 2005:01-2012:02 dönemi itibariyle nominal ücretler ile fiyatlar arasındaki ilişki araştırılmıştır. İmalat sanayi ana sanayi grupları için ücret verilerinin frekansı üç aylık olup sadece 2005-2012 dönemi için mevcuttur. İlgili ücret verileri için daha uzun bir zaman dilimine ulaşma imkanı olmadığı için ücretler ve fiyatlar arasındaki ilişki bu dönem için incelenmiştir. Çalışmada ikinci olarak imalat sanayi toplam nominal ücret düzeyleri ile üretici ve tüketici fiyatları arasındaki ilişki araştırılmıştır. Toplam ücretler ile genel fiyat düzeyleri arasındaki ilişki 1997:01-2012:02 dönemi üçer aylık verilerle incelenerek 2005-2012 dönemi için söz konusu olan veri kısıdının olumsuz etkisinden kaçınılmaya çalışılmıştır. Bu amaçla imalat sanayi üretimde çalışılan saat başı ücret endeksi (1997=100) ile TÜFE (1994=100) ve toptan eşya fiyatları endeksi (TEFE (1994=100)) ele alınmıştır. İlgili veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden derlenmiştir.

Çalışmada Rissman (1995: 19)'ın yaklaşımı izlenmiştir ve ücret serileri verimlilikten arındırılarak kullanılmıştır. Bu şekilde ücret değişimlerinin temel nedenlerinden biri olan işgücü verimliliği dolayısıyla nominal ücretlerde meydana gelen değişimler serilerden dışlanmıştır. Nominal ücret serilerini verimlilik ayarlamasına tabi tutmak amacıyla öncelikle verimlilik serileri oluşturulmuştur. (1) numaralı eşitlik yardımıyla toplam imalat sanayi ve ana sanayi gruplarına ilişkin verimlilik düzeyleri hesaplanmıştır.

$$Z_i = \left(\frac{Q_i}{L_i h_i} \right) * 100 \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte Z_i ; i ana sanayi grubundaki verimlilik düzeyini, Q_i ; i ana sanayi grubundaki reel üretim düzeyini, L_i ; i ana sanayi grubunda çalışan işçi sayısını ve h_i ; i ana sanayi grubunda ortalama çalışma saatini göstermektedir. Toplam imalat sanayi nominal ücret düzeyi itibariyle verimlilik düzeyinin hesaplanması için reel üretim düzeyi olarak imalat sanayi üretim endeksi (1997=100), çalışan işçi sayısı için imalat sanayi üretimde çalışanlar endeksi (1997=100) ve ortalama çalışma saati için imalat sanayinde çalışılan saat endeksi (1997=100) verisi kullanılmıştır. Ana sanayi gruplarına göre nominal ücret serileri için verimlilik düzeyinin hesaplanmasında her bir ana sanayi grubu için sanayi üretim endeksi (2005=100), istihdam endeksi (2005=100) ve çalışılan saat endeksi (2005=100) verilerinden yararlanılmıştır. Verimlilik düzeyi hesaplandıktan sonra nominal ücretler için verimlilik ayarlaması (2) numaralı eşitlikte görüldüğü şekilde gerçekleştirilmiştir. W_i ; nominal ücret düzeyini, W_{adj} ; verimlilik ayarlı nominal ücret düzeyini göstermektedir.

$$W_{adj} = W_i - Z_i \quad (2)$$

Çalışmada ele alınan veriler için kısaltmalar şu şekildedir: ARAMAL; aramalı imalatı, DAYAN; dayanıklı tüketim malı imalatı, DAYANSIZ; dayanıksız tüketim malı imalatı, ENERJİ; enerji, SERMAYE; sermaye malı imalatı kapsamında verimlilik ayarlı nominal ücret düzeylerini ifade etmektedir. UCRET; imalat sanayi toplam verimlilik ayarlı nominal ücret düzeyini, TÜFE, ÜFE ve TEFE fiyat endekslerini göstermektedir. Çalışmada kullanılan tüm veriler hareketli ortalama yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Tüm veri seti logaritmik transformasyona tabi tutulmuştur. Analizlerin gerçekleştirilmesinde Eviews 5 ve Rats 6.35 paket programlarından yararlanılmıştır.

3.2. Ekonometrik Yöntem

Nominal ücretler ile fiyatlar arasındaki ilişkinin belirlenebilmesi için öncelikle serilerin entegrasyon derecelerinin belirlenmesi gerekmektedir. Regresyon analizlerinde durağan olmayan serilerin kullanılması sahte regresyon problemine neden olacağı için serilerin durağan oldukları seviyelerin önceden belirlenmesi önem arz etmektedir. Çalışmada kullanılan serilerin durağan oldukları seviyelerin tespitinde yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews'in (ZA) birim kök testi ele alınmıştır. Zivot ve Andrews (1992), zaman serilerindeki yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel birim kök testlerinin seride birim kök olduğunu ifade eden hipotezin kabulüne eğilimli olacaklarını iddia etmişlerdir. Kırılmanın dışsal olarak belirlenmesi yaklaşımına karşı çıkarak kırılmanın içsel olarak belirlenebileceği bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews (1992), geliştirdikleri birim kök testini 3 model kapsamında açıklamaktadırlar.

Model (A):

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3)$$

Model (B):

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^B t + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4)$$

Model (C):

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (5)$$

Yukarıdaki modellerde $DU_t(\hat{\lambda})$; eğer $t > T\lambda$ ise 1, değilse 0, $DT_t^*(\hat{\lambda})$; eğer $t > T\lambda$ ise $t - T\lambda$, değilse 0 değerleri verilerek oluşturulan kukla değişkenlerdir. T gözlem sayısını göstermek üzere $t=1,2,3,\dots,T$ ve $T\lambda = T_B$ ' dir. λ (T_B/T) kırılma noktasını, T_B ise kırılma zamanını göstermektedir. Model A, sabitteki kırılmayı, Model B, trenddeki kırılmayı, Model C ise hem sabit hem de trenddeki kırılmayı incelemektedir. Bu yöntemde ele alınan her seri yukarıdaki modeller dahilinde $j=2/T$ 'den

$j=(T-1)/T$ 'ye kadar EKK ile tahmin edilmektedir. $\alpha^i = 1$ 'i test etmek amacıyla t istatistikleri hesaplanarak istatistiğin en küçük olduğu dönem kırılma dönemi olarak belirlenmektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 254-255). Hesaplanan minimum t istatistikleri Zivot ve Andrews (1992) tablo kritik değerleri ile karşılaştırılarak karar verilmektedir. Eğer hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyük ise serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi reddedilir ve serinin yapısal kırılma dolayısıyla durağan olduğuna karar verilir.

Çalışmada ücret-fiyat spiralini test etmek için Toda-Yamamoto (1995)'nin nedensellik analizi kullanılmıştır. Toda ve Yamamoto (1995)'ya göre ekonomik zaman serileri birinci farklarında durağan iken aralarında herhangi bir eş bütünleşme ilişkisi yoksa VAR sistemi serilerin birinci farkları üzerinden tahmin edilebilir ve böylece VAR'daki hipotez testleri için geleneksel asimptotik teori geçerlidir. Eğer seriler birinci farklarında durağan iken aynı zamanda uzun dönem ilişkiye de sahipse bu durumda VAR sistemi üzerinden bir vektör hata düzeltme modeli tahmin edilebilir. Ancak çoğu uygulamalarda serilerin entegrasyon ve eş bütünleşme dereceleri konusunda önsel bir bilgi söz konusu değildir. Dolayısıyla VAR modelinin tahmininden önce mutlaka ekonomik zaman serilerinin birim kök içerip içermediklerinin ve eş bütünleşme ilişkisine sahip olup olmadıklarının önceden test edilmesi gerekmektedir.

Sims, Stock ve Watson (1990) ve Toda ve Phillips (1993) serilerin düzey değerleri üzerinden gerçekleştirilen Granger testinin nedensellik ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi için genel Wald test istatistiğinin standart olmayan asimptotik bir dağılıma sahip olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bunun yanı sıra eğer süreç serilerin birinci farkları üzerinden yürütülmekte ise genel anlamda problemlili parametrelerin elde edilebileceğini savunmuşlardır. Mosconi ve Giannini (1992) ve Toda ve Phillips (1993), birinci farklarında durağan olan seriler itibariyle gerçekleştirilecek Granger nedensellik testi için Johansen'in hata düzeltme tahminine başvurmuşlardır. Wald testinin gerçekleştirilebilmesi için seriler arasındaki eş bütünleşme ranklarının önceden test edilmesi gerekmektedir ve bu prosedürlerin gerçekleştirilmesi kolay değildir. (Toda ve Yamamoto, 1995: 226). Bu nedenlerden dolayı Toda ve Yamamoto (1995), VAR sisteminin serilerin durağan, herhangi bir dereceden entegre ve uzun dönem ilişkiye sahip olup olmadıklarını önceden test etmeden uygulanabilen bir nedensellik yaklaşımı geliştirmişlerdir. Buna göre serilerin seviye değerleri üzerinden bir VAR sistemi tahmin edilip Wald istatistiği ile katsayılar üzerindeki lineer ve lineer olmayan kısıtları test ederek değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri belirlenebilir.

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinde, VAR modeli için Akaike ve Schwarz gibi kriterler yardımı ile belirlenen optimal gecikme uzunluğuna (k) sistemdeki serilerin sahip olduğu en yüksek entegrasyon derecesinin (d_{\max}) ilave edilmesi ile elde edilen yeni gecikme uzunluğuna ($k+d_{\max}$) göre öncelikle VAR modeli tahmin edilir¹. Daha sonra son d_{\max} gecikme vektörlerinin katsayı matrisleri göz

¹ d_{\max} derecesinin belirlenebilmesi için serilerin durağan oldukları seviyelerin önceden tespit edilmesi gerekmektedir.

ardı edilerek ilk k katsayı matrisleri üzerindeki lineer ve lineer olmayan kısıtlar standart Wald testi ile test edilir (Toda ve Yamamoto, 1995: 246). Wald testi k serbestlik derecesi ile asimptotik Ki-kare dağılımına sahiptir ve bu durum serilerin durağanlık ve eş bütünleşme derecelerine bağlı değildir (Toda ve Yamamoto, 1995: 230).

Çalışmada seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırılması için VAR sisteminde aşağıdaki denklemlerin tahmin edilmesi suretiyle Toda ve Yamamoto (1995)'nin yaklaşımı uygulanmıştır.

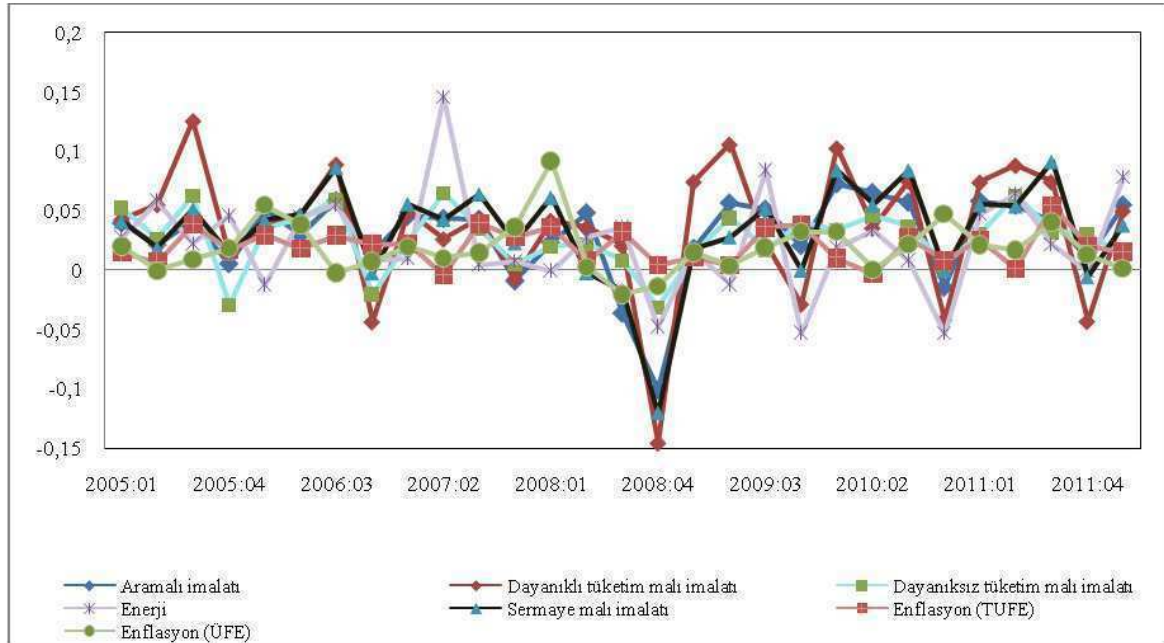
$$LP_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} LP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \alpha_{2j} LP_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} LW_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \delta_{2j} LW_{t-j} + v_t \quad (6)$$

$$LW_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} LW_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \beta_{2j} LW_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} LP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d \max} \phi_{2j} LP_{t-j} + u_t \quad (7)$$

(6) ve (7) numaralı denklemlerde LP ve LW; sırasıyla fiyat ve ücret düzeylerinin logaritmik değerlerini göstermektedir. γ_0 ve π_0 sabit terimleri, α_{1i} , α_{2j} , δ_{1i} , δ_{2j} , β_{1i} , β_{2j} , ϕ_{1i} ve ϕ_{2j} ; değişken katsayılarını, v ve u ise hata terimlerini ifade etmektedir. (6) numaralı denkleme göre ücretlerden fiyatlara doğru Granger nedensellik ilişkisinin var olduğunu söyleyebilmek için δ_{1i} 'lerin bir bütün olarak sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Aynı şekilde (7) numaralı denkleme göre fiyatlardan ücretlere doğru nedensellik ilişkisi ϕ_{1i} 'lerin istatistiksel olarak birlikte sıfırdan farklı olup olmadığının Wald testi ile test edilmesi ile belirlenmektedir.

4. BULGULAR

Grafik 1'de 2005-2012 dönemi için 5 ana imalat sanayi grubu itibariyle verimlilik ayarlı nominal ücret büyüme oranları ile üretici ve tüketici fiyatlarına dayalı enflasyon oranlarının seyri gösterilmektedir. Ele alınan dönemde ana sanayi grupları itibariyle ortalama olarak en düşük nominal ücret artışına sahip mal grubu (ortalama 0.0238) enerji iken en yüksek ortalama nominal ücret artış oranı dayanıklı tüketim mallarına (ortalama 0.0352) aittir. Dönemler itibariyle her ne kadar nominal ücret enflasyonları ile üretici ve tüketici fiyat enflasyonları genel anlamda benzer eğilimler sergileseler de grafiğe bakarak tüketici ve üretici fiyat enflasyonlarının spesifik mal gruplarına ilişkin nominal ücret enflasyonlarına göre daha az dalgalandığını söylemek mümkündür. Özellikle de global ekonomik krizin Türkiye'yi önemli bir düzeyde etkilemeye başladığı 2008 yılının son çeyreğinde dayanıklı tüketim malı imalatı, sermaye malı imalatı ve aramalı imalatında nominal ücretlerde önemli oranda azalış söz konusu iken üretici ve tüketici fiyatları enflasyonunda dikkat çekici bir değişim söz konusu değildir.

Grafik 1. Verimlilik Ayarlı Nominal Ücret Enflasyonu ve Fiyat Enflasyonu

Nominal ücretler ile fiyatlar arasındaki ilişkinin Toda-Yamamoto nedensellik testi kapsamında belirlenebilmesi için serilerin sahip oldukları en yüksek entegrasyon derecesinin tespit edilmesi gerekmektedir. Bu nedenle öncelikle kullanılan tüm serilerin durağan oldukları dereceler araştırılmıştır. Bu amaçla verimlilik ayarlı nominal ücret serileri ile fiyat serileri için yapısal kırılmaları dikkate alan ZA birim kök testi uygulanarak Tablo 2’de analizlerin sonuçları gösterilmiştir. Durağanlık analizi sonuçlarına göre gerek 2005-2012 dönemi için ana sanayi grupları bazında gerekse de 1997-2012 dönemi için toplam imalat sanayi nominal ücret serilerinin tamamı seviyesinde durağandır. Fiyat endeks serileri itibariyle ise 2005-2012 dönemi için ÜFE ve TÜFE serilerinin birinci farkında², 1997-2012 dönemi için TÜFE ve TEFE serilerinin seviyelerinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

² 2005-2012 dönemi için ÜFE serisi ZA testine göre seviyesinde sadece sabitte kırılmayı gösteren modele göre %5 düzeyinde durağan olarak tespit edilmiştir. Aynı seri için birinci fark alındığında yine sadece sabitte kırılmayı gösteren model kapsamında %5 düzeyinde durağanlık belirlenmiştir. Serinin durağan olduğu seviyenin açıkça belirlenebilmesi için Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ile Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testi uygulanmıştır. Buna göre serinin seviyesi için sabitli modelde (ADF;-0.5568, PP;-0.2848), sabitli-trendli modelde (ADF;-3.0127, PP;-2.5495) şeklinde bulgulara ulaşılrken, birinci farkında sabitli modelde (ADF;-4.2844^a, PP;-3.2864^b), sabitli-trendli modelde (ADF;-4.1209^b, PP;-3.1209) şeklinde sonuçlar edinilmiştir. Buna göre ADF ve PP birim kök testleri serinin en az %5 anlamlılık düzeyinde birinci farkında durağan olduğunu göstermiştir.

Tablo 2. ZA Birim Kök Testi

	Dönem	Model A		Model B		Model C	
		t	TB	t	TB	t	TB
LARAMAL	2005-2012	-6.7033 ^a (0)	2010:04	-6.1825 ^a (0)	2011:02	-9.0475 ^a (0)	2010:04
LDAYAN	2005-2012	-6.7315 ^a (0)	2007:04	-6.2136 ^a (0)	2009:01	-6.6717 ^a (0)	2007:04
LDAYANSİZ	2005-2012	-5.9601 ^a (0)	2010:04	-5.8258 ^a (0)	2010:03	-8.5776 ^a (0)	2010:02
LSERMAYE	2005-2012	-6.8321 ^a (0)	2008:02	-6.1215 ^a (0)	2008:03	-7.0804 ^a (0)	2008:02
LENERJİ	2005-2012	-6.5063 ^a (0)	2006:03	-5.7208 ^a (0)	2008:02	-11.1123 ^a (0)	2006:03
LÜFE	2005-2012	-5.0704 ^b (0)	2009:02	-3.9953 (1)	2008:03	-4.9707 (1)	2009:02
LTÜFE	2005-2012	-3.0772 (0)	2010:02	-3.2385 (0)	2009:02	-3.3805 (0)	2009:01
ΔLÜFE	2005-2012	-4.6487 ^b (1)	2008:03	-4.0834 (1)	2009:02	-4.5533 (1)	2008:03
ΔLTÜFE	2005-2012	-6.4520 ^a (3)	2009:01	-6.2622 ^a (3)	2011:02	-6.2464 ^a (3)	2009:01
LTEFE	1997-2012	-9.3787 ^a (0)	2009:01	-8.9030 ^a (0)	2006:04	-9.7391 ^a (0)	2009:01
LTÜFE	1997-2012	-8.3795 ^a (0)	2008:02	-8.4363 ^a (0)	2004:01	-8.3615 ^a (0)	2003:04
LUCRET	1997-2012	-5.6234 ^a (1)	2004:01	-5.9675 ^a (1)	1999:03	-4.9945 (1)	1999:03

Tablo kritik değerleri A modeli için %1; -5.34, %5;-4.80, B modeli için %1; -4.93, %5; -4.42 ve C modeli için %1; -5.57, %5;-5.08'dir. Optimal gecikme uzunlukları parantez içinde gösterilmiştir. Optimal gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. a ve b sırasıyla serinin %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. L; serilerin logaritmik transformasyona tabi tutulduğunu, Δ ise serilerin birinci farklarının alındığını ifade etmektedir.

Tablo 3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Nedensellik	Dönem	k	dmax	LM(1)	LM(4)	White	χ^2 İst.	Prob.	Karar
LARAMAL → LTÜFE	2005-2012	4	1	2.97	3.83	57.76	4.64	0.32	Nedensellik yok
LTÜFE → LARAMAL	2005-2012	4	1	2.97	3.83	57.76	3.25	0.51	Nedensellik yok
LARAMAL → LÜFE	2005-2012	3	1	2.76	0.41	51.95	7.40 ^c	0.06	Nedensellik var
LÜFE → LARAMAL	2005-2012	3	1	2.76	0.41	51.95	8.50 ^b	0.03	Nedensellik var
LDAYAN → LTÜFE	2005-2012	4	1	2.77	1.05	63.41	4.66	0.32	Nedensellik yok
LTÜFE → LDAYAN	2005-2012	4	1	2.77	1.05	63.41	4.75	0.31	Nedensellik yok
LDAYAN → LÜFE	2005-2012	1	1	5.51	4.74	26.52	4.07 ^b	0.04	Nedensellik var
LÜFE → LDAYAN	2005-2012	1	1	5.51	4.74	26.52	1.75	0.18	Nedensellik yok
LDAYANSİZ → LTÜFE	2005-2012	4	1	4.26	3.51	68.06	11.69 ^a	0.01	Nedensellik var
LTÜFE → LDAYANSİZ	2005-2012	4	1	4.26	3.51	68.06	4.79	0.30	Nedensellik yok
LDAYANSİZ → LÜFE	2005-2012	2	1	4.35	6.32	34.15	3.73	0.15	Nedensellik yok
LÜFE → LDAYANSİZ	2005-2012	2	1	4.35	6.32	34.15	2.39	0.30	Nedensellik yok
LSERMAYE → LTÜFE	2005-2012	4	1	1.75	1.90	56.56	8.20 ^c	0.08	Nedensellik var
LTÜFE → LSERMAYE	2005-2012	4	1	1.75	1.90	56.56	2.82	0.58	Nedensellik yok
LSERMAYE → LÜFE	2005-2012	3	1	1.74	0.68	58.08	5.96 ^c	0.10	Nedensellik var
LÜFE → LSERMAYE	2005-2012	3	1	1.74	0.68	58.08	2.44	0.48	Nedensellik yok
LENERJİ → LTÜFE	2005-2012	3	1	7.51	7.32	41.60	6.06 ^c	0.10	Nedensellik var
LTÜFE → LENERJİ	2005-2012	3	1	7.51	7.32	41.60	3.42	0.33	Nedensellik yok
LENERJİ → LÜFE	2005-2012	1	1	4.36	3.00	25.76	1.68	0.19	Nedensellik yok
LÜFE → LENERJİ	2005-2012	1	1	4.36	3.00	25.76	0.00	0.96	Nedensellik yok
LUCRET → LTÜFE	1997-2012	9	0	0.99	2.55	119.15	49.33 ^a	0.00	Nedensellik var
LTÜFE → LUCRET	1997-2012	9	0	0.99	2.55	119.15	24.94 ^a	0.00	Nedensellik var
LUCRET → LTEFE	1997-2012	9	0	3.19	1.37	100.04	34.57 ^a	0.00	Nedensellik var
LTEFE → LUCRET	1997-2012	9	0	3.19	1.37	100.04	20.18 ^a	0.01	Nedensellik var

VAR sisteminde optimal gecikme uzunluğu Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriteri ile En son tahmin hata kriteri (FPE) birlikte değerlendirilerek belirlenmiştir. a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde seriler arasında nedensellik ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'de hem 2005-2012 dönemi itibariyle ana sanayi grupları ayırımına göre hem de 1997-2012 dönemi itibariyle toplam ücretler ve fiyatlar arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenebilmesi için uygulanan Toda-Yamamoto nedensellik testine ait bulgular sunulmuştur. Tabloda VAR sisteminin otokorelasyon (LM testi) ve değişen varyans (White testi) problemi içermemesine dikkat edilmiştir ve otokorelasyon problemi içeren VAR modellerinde gecikme uzunluğu artırılarak problem ortadan

kaldırılmıştır. Tabloya bakıldığında toplam imalat sanayi ve ana sanayi grupları itibariyle fiyatlar ve ücretler arasındaki nedensellik ilişkisi açısından karma sonuçların ortaya çıktığı söylenebilir. Bir kere toplam imalat sanayi fiyat ve ücret serileri arasında fiyat serisi olarak gerek TÜFE ve gerekse de TEFEE'nin kullanılması durumunda karşılıklı diğer bir ifadeyle çift yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmaktadır. Yani 1997-2012 dönemi itibariyle hem ücretlerden fiyatlara doğru hem de fiyatlardan ücretlere doğru yüksek düzeyde bir açıklayıcılık söz konudur. Bu durumda toplam imalat sanayi verimlilik ayarlı nominal ücret düzeyleri ile genel fiyat düzeyleri arasında ücret-fiyat spiralinin geçerli olduğu ifade edilebilir. Ana imalat sanayi grupları için fiyat ve ücret serileri değerlendirildiğinde ise baskın olarak verimlilik ayarlı nominal ücretlerden fiyatlara doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmektedir. İncelenen beş ana sanayi grubundan sadece aramalı imalatı için üretici fiyatlarından verimlilik ayarlı nominal ücretlere doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ana sanayi grupları itibariyle ücretler ve fiyat düzeyleri arasındaki ilişki ele alınan fiyat serisine göre değerlendirildiğinde çok belirgin olmamakla birlikte ÜFE'nin TÜFE'ye göre nominal ücretler tarafından daha yüksek bir düzeyde açıklandığını söylemek mümkündür.

5. SONUÇ

Bu çalışmada Türk imalat sanayinde nominal ücretler ile genel fiyat düzeyleri arasındaki ilişki hem toplam imalat sanayi hem de ana imalat sanayi grupları itibariyle ampirik olarak test edilmiştir. Öncelikle nominal ücretlere verimlilik ayarlaması yapılarak verimlilikten kaynaklanan nominal ücret değişimleri serilerden elimine edilmiştir. Verimlilik ayarlı nominal ücretler ile üretici ve tüketici fiyat serileri arasındaki nedensellik ilişkileri serilerin durağanlık ve eş bütünleşme dereceleri gibi önsel bilgileri gerektirmeyen Toda-Yamamoto nedensellik testi kapsamında incelenmiştir. Ana sanayi grupları bazında sadece 2005-2012 dönemine ilişkin üçer aylık veri setine ulaşılabildiği için ve ilgili zaman dilimi analizler açısından kısıtlı bir veri seti olduğu için toplam imalat sanayi ücret düzeyleri ile genel fiyat düzeyleri arasındaki nedensellik ilişkileri 1997-2012 dönemi üçer aylık veri seti ile araştırılmıştır.

Nedensellik analizleri neticesinde elde edilen bulgular ana sanayi gruplarının çok büyük bir kısmı için verimlilik ayarlı nominal ücretlerden fiyatlara doğru en az %10 anlamlılık seviyesinde bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Ele alınan beş ana sanayi grubundan sadece aramalı imalatında üretici fiyatlarının nominal ücretleri açıkladığı yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Bunun yanı sıra toplam imalat sanayi verimlilik ayarlı nominal ücret düzeyi ile tüketici ve toptan eşya fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu belirlenmiştir. Ücretler ve fiyatlar arasındaki ilişki toplam imalat sanayi ve ana sanayi grupları bazında bir bütün olarak değerlendirildiğinde toplam ücret ve fiyatlar arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkisinin sadece aramalı imalatı için geçerli olduğu diğer ana sanayi grupları itibariyle baskın bir biçimde nominal ücretlerden fiyat düzeyine doğru bir açıklayıcılığın söz konusu olduğu ortaya çıkmaktadır.

Çalışmada edinilen bulgulara göre ana imalat sanayi grupları için ücret ve fiyatlar arasındaki ilişki bakımından önemli bir farklılık söz konusu değildir. Sadece aramalı imalatında ücretler ile fiyatlar arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğu saptanırken diğer tüm gruplar için nominal ücretler fiyat düzeyinin önemli bir açıklayıcısı olarak belirlenmiştir. Ana imalat sanayi grupları itibarıyla ortaya çıkan bu sonuç, ilgili sanayi gruplarında çalışan işgücünün nominal ücret artışından kaynaklanan bir maliyet artışının ekonomi geneli fiyat düzeyini artırdığını ifade etmektedir. Toplam imalat sanayi nominal ücret düzeyi ile genel fiyat düzeyi arasında belirlenen karşılıklı nedensellik ilişkisi ele alınan dönem itibarıyla hem maliyet artışından kaynaklanan fiyat artışının hem de fiyat artışından kaynaklanan nominal ücret artışının söz konusu olduğunu göstermektedir. Bu bulguya dayanarak genel ekonomi anlamında fiyat-ücret spiralinin geçerli olduğunu söyleyebiliriz.

Çalışmada ana imalat sanayi grupları itibarıyla ele alınan nominal ücretler aynı ana sanayi grupları bazında hesaplanmış spesifik fiyat endeksleri söz konusu olmadığı için TÜFE ve ÜFE gibi ekonomi geneli fiyat düzeyleriyle karşılaştırılarak nedensellik ilişkileri belirlenmiştir. Ana sanayi gruplarına özgü nominal ücretler ile yine aynı ana sanayi grupları bazında hesaplanmış spesifik fiyat endeksleri arasındaki ilişkinin araştırılması şüphesiz ücret-fiyat spirali konusunda daha net bir bulguya ulaşılmasına imkan sağlayacaktır. Dolayısıyla TÜİK tarafından hesaplanan fiyat endeksleri kapsamındaki madde tipleri dikkate alınarak aramalı, dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı, sermaye malı ve enerji gibi daha spesifik fiyat endeksleri hesaplanıp ana sanayi grubu nominal ücret düzeyleri ile aralarındaki nedensellik ilişkisi araştırılabilir.

KAYNAKÇA

- Bardsen, G., Hurn, S. ve McHugh, Z. (2002) “Modelling Wages and Prices in Australia”, *Norwegian University of Science and Technology Working Papers*, 12: 1-23.
- Blanchard, O. J. (1985) “The Wage-Price Spiral”, *NBER Working Paper*, 1771: 1-29.
- Broersma, L. ve Butter, F. A. G. (2001) “Labour Flows as Determinants of the Wage-Price Spiral: An Empirical Analysis for the Netherlands”, *Labour*, 15(2): 279-294.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Golinelli, R. ve Orsi, R. (2000) “Modelling Shifts in the Price-Wage Models for Hungary and Poland”, *Bocconi University Working Papers*, 145: 1-19.
- Hess, G. D. ve Schweitzer, M. E. (2000) “Does Wage Inflation Cause Price Inflation?”, *Federal Reserve Bank of Cleveland Policy Discussion Papers*, 1: 1-14.
- Hoxha, A. (2010) “Causality between Prices and Wages: VECM Analysis for EU-27”, *The Romanian Economic Journal*, 13(37): 3-38.

- Josheski, D., Fotov, R., Lazarov, D. ve Koteski, C. (2011) “Causal Relationship between Wages and Prices in UK: VECM Analysis and Granger Causality Testing”, *MPRA Working Paper*, 34095: 1-27.
- Kandil, M. (2003) “The Wage-Price Spiral: Industrial Country Evidence and Implications”, *IMF Working Paper*, 03(164): 1-36.
- Metin, K. ve Üçdoruk, Ş. (1998) “Türk İmalat Sanayii’nde Uzun Dönem Ücret-Fiyat-İstihdam İlişkilerinin Ekonometrik Olarak İncelenmesi”, *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(1): 279-287.
- Moschos, D. (1983) “Aggregate Price Responses to Wage and Productivity Changes: Evidence from the US”, *Empirical Economics*, 8: 169-175.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988) “Testing for a Unit Root in Time Series Regressions”, *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Ranciere, R. G. (2000) “Wage-Price Spiral: A Structural VAR Approach”, <https://files.nyu.edu/rgr208/public/wagesps.pdf>, 1-9.
- Rissman, E. R. (1995) “Sectoral Wage Growth and Inflation”, *Economic Perspective*, 19(4): 15-28.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995) “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.
- Welfe, A. (1996) “The Price-Wage Inflationary Spiral in Poland”, *Economics of Planning*, 29: 33-50.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992) “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 10(3): 251-270.