OECD Ülkeleri İçin Reel Ücret, Enflasyon ve İşgücü Verimliliği Arasındaki İlişkinin Panel Tahmini

Panel Estimation for the Relationship between Real Wage, Inflation and Labor Productivity for OECD Countries

Ph.D. Candidate Sevilay Konya (Selçuk University, Turkey)

Prof. Dr. Zeynep Karaçor (Selçuk University, Turkey)

Ph.D. Candidate Mücahide Küçükşucu (Necmettin Erbakan University, Turkey)

Abstract

There are studies examining the relationship between real wage, inflation and labor productivity in the economic literature. Increase in real wages causes to an increase in labor productivity. On the other hand, productivity increases also induce inflation to fall. Therefore, the aim of this study is to investigate the relationship between real wage, inflation and labor productivity in the 22 OECD countries (Australia, Belgium, Canada, Chile, Czech Republic, France, Greece, Hungary, Japan, Korea, Latvia, Luxembourg, Mexico, Netherlands, New Zealand, Poland, Portugal, Slovak Republic, Slovenia, Spain, Turkey, United States) in the period of 1995-2017 by panel data methods. According to results, the cointegration relationship between real wage, inflation and labor productivity was found. In addition, mutual causality was determined between the variables we discussed.

1 Giriş

Reel ücretler, enflasyon ve işgücü verimliliği değişkenleri arasındaki ilişkinin yönü farklı ekonomik teori ve görüşlerden beslenmektedir. Bunları kısaca özetlemek, çalışmanın temeli ve kavramsal çerçevesini çizme hususunda yardımcı olacaktır.

Reel ücretlerdeki artışın verimlilik düzeyini artırdığına ilişkin görüşler Etkin Ücret Teorisi kapsamında ele alınmalıdır. Etkin ücret teorisine göre, ücret düzeyi verimliliğini belirleyen en önemli unsurdur (Millea, 2002). Reel ücretin düşüklüğü işgücü performansını olumsuz etkilerken, yüksek reel ücret ile ödüllendirilen işçi işini kaybetme korkusu olacağından, verimli çalışma güdüsü artacaktır.

İşgücü verimliliğinden reel ücretlere doğru bir ilişkiden söz ediliyorsa Marjinal Verimlilik Teorisi geçerli demektir. Bir ekonomide tam rekabet koşulları geçerliyse, işçinin reel ücretini belirleyen unsur marjinal verimliliklerdir. İşverenler işçilere ancak üretime yaptıkları kadar ücret vermeye razı olacaklardır. Şayet reel ücretler marjinal işgücü verimliliğinden yüksekse, işverenler aldığı ücrete oranla daha düşük üretim katkısı olan işçiyi işten çıkaracaktır. Şayet verimlilik ücretten fazla ise sendikalar devreye girip ücret artışı talep edecektir (Öztürk, 2005).

İşgücü verimliliğinin enflasyona neden olduğu Standart Teorik Görüşte izah bulunmaktadır. Bu teoriye göre verimlilik dışsaldır ve enflasyon üzerinde etki sahibidir. Şayet bir ekonomide işgücü verimliliği artarsa, toplam arz artar ve enflasyon oranı düşer. Enflasyonist baskılar, işgücü verimliliğinde azalmaya neden olacak ve azalan verimlilik enflasyonu şiddetlendirecektir. Enflasyondan verimliliğe doğru tek yönlü ilişki karşımıza Alternatif Standart Görüşü çıkarmaktadır. Yükselen enflasyon verimliliği negatif yönde etkilemektedir. Çünkü, yükselen enflasyon işçilerin satın alma gücünü azaltacak ve daha az kazandığı düşüncesiyle işçiler daha verimsiz çalışacaktır. Enflasyon sermaye birikimini azaltmak ve yatırımları azaltmak suretiyle işgücü verimliliğinin azalmasına neden olmaktadır (Yıldırım, 2015).

Yukarıda yer alan temel tartışmalar ışığında bu çalışmanın amacı, 22 OECD ülkesinde reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliği arasındaki ilişkileri araştırmaktır. Bu nedenle çalışmada Pedroni eşbütünleşme, Kao eşbütünleşme, Johansen Fisher eşbütünleşme, Pedroni DOLS tahmincisi, Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testleri uygulanmıştır. Öncelikle, reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliği arasındaki ilişki önceden yapılmış olan çalışmalar üzerinden ortaya konulmuş, daha sonrasında ise 1995-2017 dönemine ait 22 OECD ülkesi için reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliği arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan yöntemlerden yola çıkılarak literatürde bütün bu yöntemleri bir arada kullanılan çalışma olmadığı belirlenmiştir. Bu nedenle bu çalışma literatürdeki çalışmalardan farklılık göstermektedir. Bu sebeple bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

2 Literatür

Literatür araştırması yaparken ele aldığımız üç değişken olan; reel ücret, işgücü verimliliği ve enflasyon verilerini içeren çalışmaların kısıtlılığı nedeniyle, diğer değişkenler arasındaki ilişkilere dair çalışmalara da bu bölümde yer verilmiştir.

Eşiyok (1999), 1970-1995 dönemi yıllık verileri ile imalat sanayinde kamu ve özel sektör ayrımına giderek, reel ücret ve işgücü verimliliğine ilişkin değişkenleri çift logaritmik regresyon ve Granger nedensellik testleri ile analiz

etmiştir. Kamu sektörü açısından söz konusu iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edemeyen yazar, özel sektörde, işgücü verimliliğinden ücretlere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ifade etmiştir. Buna göre, reel ücretlerde meydana gelen bir birimlik artış, işgücü verimliliğini 0.41 birim artırmaktadır.

Millea (2002), imalat sanayi sektörü özelinde reel ücretler ve işgücü verimliliği ilişkisini, OECD üyesi ülkeler arasından seçtiği ekonomiler için 1950-1998 yılları dahilinde analiz etmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkilerin tespiti için standart EKK yöntemi kullanılmıştır. Çalışmadan, reel ücretler ve işgücü verimliliğinin karşılıklı bir ilişki içerisinde olduğu sonucuna ulaşan yazar, ülkeden ülkeye ilişkinin gücünün değiştiğini vurgulamıştır.

Dritsakis (2004), 1990-2003 yılları arasındaki dönemi üçer aylık verilerle koentegrasyon testi ve Granger nedensellik testi yöntemlerini kullanarak Romanya ekonomisi için analiz etmiştir. Söz edilen dönemlerde Romanya ekonomisinde verimlilik ve genel fiyat düzeyinin sürekli olarak artışı anlatan enflasyon arasında bir nedensellik bağı olduğu doğrulanmıştır. Her iki değişken de birbirinin Granger nedenidir.

Marquetti (2004), işgücü verimliliği ve reel ücretler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak adına, ABD için 1869-1999 dönemi yıllık verilerini kullanmıştır. Engle-Granger koentegrasyon testi ve standart Granger nedensellik tekniklerinin kullanıldığı çalışmada, reel ücretler ve işgücü verimliliğinin koentegre olduğu görülmüştür. İşgücü verimliliği ve reel ücretler arasında, ücretlerden işgücü verimliliğine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Wakeford (2004), 1983-2002 yıllarına ait üçer aylık verilerden istifade ederek Güney Afrika ekonomisi için ortalama reel ücretler ile işgücü verimliliği arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Söz konusu dönem içerisinde 1990 yılında yapısal bir kırılmanın olduğunu belirleyen yazar, kırılmanın etkilerini tespit edebilmek adına 1990-2002 dönemine ait bir analiz daha yapmıştır. 1983-2002 dönemindeki koentegrasyon ilişkisinin, 1990-2002 döneminde daha güçlü olduğu, işgücü verimliliğindeki %1'lik bir artışın, reel ücretlerde %0.58'lik artış meydana getirdiği belirlenmiştir.

Christopoulos (2005), Avrupa Birliği ülkelerinden; Belçika, İngiltere, Norveç, Danimarka, İspanya, İtalya, Fransa, Finlandiya, Hollanda, Almanya, İrlanda ve Portekiz'e ait verilerle, işgücü verimliliği ile reel ücretler arasındaki ilişkiyi, 1961-1996 yılları için test etmiştir. Ücretler ve verimlilik arasında panel koentegrasyon yöntemine göre uzun dönemli bir ilişki vardır.

Kumar, Weber ve Perry (2009), Avustralya ekonomisi için yıllık verilerle 1965-2017 arasındaki dönemi analiz etmişlerdir. Enflasyon, reel ücretler ve işgücü verimliliği değişkenleri arasındaki ilişkilerin ortaya konulmasında, koentegrasyon, Granger nedensellik testi ve yapısal değişim testlerinden yararlanılmıştır. Buna göre, 1985 yılında yapısal kırılma vardır. Ele alınan dönemde %1'lik bir ücret artışı, verimlilikte %0,5 ila %0,8 oranında bir artışa neden olmaktadır. Enflasyon ve verimlilik arasındaki ilişki sınırlandırılmış bir istatistiki öneme sahiptir. Granger nedensellik testine göre enflasyon ve reel ücretler uzun dönemde işgücü verimliliğinde artışa neden olmaktadır.

Trpeski ve Tashevskia (2009), Makedonya için 1995-2007 döneminde net ücretler ile işgücü verimliliği arasındaki ilişkiyi OLS Regresyon yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmada, net ücretler ile işgücü verimliliği arasında, özellikle tarım, balıkçılık, ormancılık, su yönetimi, sanayi ve maden sektörlerinde güçlü bir ilişki olduğu sonucuna varmışlardır.

Türedi ve Terzi (2009), 1950-2001 yıllarında Türk ekonomisi için yıllık veriler kullanarak özel sektör ve kamu kesimi arasında ayrıma giderek reel ücretler ile işgücü verimliliği arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Kamu sektörü açısından VAR nedenselliğinin yönü ücretlerden verimliliğe doğru tek yönlü ve pozitifdir. Özel sektör açısından işgücü verimliliği ve ücretler arasında çift yönlü VAR nedenselliği mevcuttur.

Narayan ve Smith (2011), 1969-2004 yılları, G7 ülke grubu için enflasyon, reel ücretler ve işgücü verimliliği verilerini panel koentegrasyon yönteminden istifade ederek analiz etmişlerdir. Test sonuçları göstermiştir ki, reel ücretlerdeki %1'lik artış verimlilikte %0,6 artışa neden olmaktadır. Enflasyon verisi ise verimliliğe etki etmesi bağlamında istatistiki olarak anlamlı değildir.

Tang (2014), Malezya ekonomisi için 1970-2007 yılları arasındaki dönemi reel ücretler, işgücü verimliliği ve enflasyon bağlamında, koentegrasyon testi ve Granger nedensellik analizinden yararlanarak analiz etmiştir. Uzun dönemde bu üç değişken arasında anlamlı bir ilişki olduğunu vurgulayan yazar, reel ücretler ve verimlilik arasındaki ilişkinin pozitif yönlü, enflasyon ve verimlilik arasındaki ilişkinin negatif yönlü olduğunu belirtmiştir. Reel ücretler işgücü verimliliğinin Granger nedenidir. Enflasyon ve verimlilik arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Islam, Kinyondo ve Nganga (2015), Tanzanya ekonomisini baz alarak yaptıkları çalışmada, 1967- 2010 yılları arasında analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda reel ücretler ile işgücü verimliliği arasında herhangi bir ilişki olmadığı çıkarımında bulunmuşlardır.

3 Veri Seti, Ekonometrik Yöntem ve Araştırma Bulguları

3.1 Veri Seti

Araştırmada 1995-2017 dönemi için yıllık verilerle Türkiye'nin de içinde yer aldığı 22 OECD ülkesinde (Avustralya, Belçika, Kanada, Şili, Çek Cumhuriyeti, Fransa, Yunanistan, Macaristan, Japonya, Kore, Letonya,

Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, Polonya, Portekiz, Slovak Cumhuriyeti, Slovenya, İspanya, Türkiye ve ABD) reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliği arasındaki ilişki araştırılmıştır. Uygulanacak panel veri analizlerinde reel ücret (RW), enflasyon (INF) ve işgücü verimliliği (LP) değişkenleri kullanılmıştır. İlgili veriler OECD veri tabanından elde edilmiştir.

Tablo 1’de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler gösterilmektedir.

Değişken	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum Değer	Maximum Değer
RW	506	12273.53	6199.581	100.57	23776.98
INF	506	34.46565	17.00881	7.447577	98.52255
LP	506	4.573588	9545864	-1.736046	89.11331

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Bu çalışmada yapılan panel veri analizlerinde Stata 13 ve Eviews 10 programları kullanılmıştır.

3.2 Ekonometrik Yöntem

Çalışmamızın uygulama kısmında öncelikle birim kök testleri uygulanacaktır. Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002) tarafından geliştirilen birim kök testinin denklemsel ifadesi şu şekildedir:

$$\Delta y_{it} = u_{it} + \theta_t + \delta_{it} + \rho y_{it-1} + \sum_{j=1}^k a_j \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Denklemden ifade edilen y birim kök testini, Δ birinci farkı, u_i sabit etkileri, θ_t zaman etkilerini ve t trendi ifade etmektedir. LLC (2002) testi homojen paneller için yapılır ve yatay kesit bağımlılığı dikkate almamaktadır. Bu doğrultuda LLC panel birim kök testinin geçerli ve alternatif hipotezleri şunlardır: $H_0: \rho = 0$ (birim kök içermektedir) ve $H_1: \rho < 0$ (birim kök içermemektedir)

Harris-Tsavalis(1999) testinde sabitsiz, sabitli ve sabit ve trend içeren üç farklı model kullanılmaktadır.

$H_0: \rho = 1$: Seride birim kök vardır.

$H_0: \rho < 1$: Seri durağandır.

ρ şu formül yardımıyla hesaplanmaktadır (Tatoğlu, 2017).

$$\rho - 1 = \left[\sum_{i=1}^n y'_{i-1} C_T y'_{i-1} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^n y'_{i-1} C_T u_i \right] \quad (2)$$

Hadri testinde temel hipotezler diğer birim kök testlerinden farklı olmaktadır. Temel hipotezde tüm panelin durağan olduğunu, alternatif hipotezde ise panel içerisinde bazı birimlerin birim köklü olduğu belirtilmektedir. Hadri LM (2000) birim kök testinin formülasyonu aşağıdaki şekildedir:

$$Y_{it} = Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = Z_{it} + \alpha_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

olmak üzere iki modelden hareket edilmektedir. İlk model sabit etkili iken, ikinci model sabit ve trend etkilidir.

Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003) birim kök testinde birinci dereceden otoregresif süreç ele alınmaktadır.

$$\Delta Y_{it} = u_i + \partial_i Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Bu doğrultuda IPS (2003) testinde geçerli ve alternatif hipotezler şu şekilde olmaktadır:

$H_0: \partial_i = 0$ (tüm i 'ler için)

$H_1: \partial_i < 0$ ($i=1,2,\dots,N_i$), $\partial_i = 0$ ($i=N_{i+1}, N_{i+2}, \dots, N$) IPS (2003), testinin temel hipotezi tüm birimler birim kök içermektedir, alternatif hipotez ise bazı birimler durağandır şeklindedir.

Choi (2001), her bir birim için hesaplanan ADF ve Phillips Perron testlerinin tüm panel için birleştirilmesi için panel birim kök testi önerisinde bulunmuştur (Tatoğlu, 2017). Augment Dickey Fuller (ADF) temelli birim kök testinin panel birim kök testi için geliştirilmesini Maddala ve Wu (1999) yapmıştır. Bu test Fisher tipi ADF testini önermektedir. Formülasyon aşağıdaki gibidir:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N (\rho_i) \rightarrow \chi^2_{2N} \quad (6)$$

Denklemden ifade edilen ρ_i , i birimi için birim kök testinin olasılık değerini ifade etmektedir.

Birim kök testleri ile durağanlığın araştırılmasının ardından Pedroni, Kao ve Johansen Fisher eş bütünleşme testi uygulanmıştır.

Pedroni (1999,2004) eş bütünleşme testi aşağıdaki regresyon denklemi ile ifade edilmektedir:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \partial_{it} + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad (7)$$

Yukarıda ifade edilen denklemden Y bağımlı değişkeni, α_i sabit katsayıyı, t zaman trendini, X bağımsız değişkeni göstermektedir. Pedroni testlerinin temel hipotezleri şunlardır:

H_0 : panelin tüm birimleri için eş bütünleşme yoktur.

H_1 : panelin tüm birimleri için eş bütünleşme vardır.

Pedroni (1999,2004) eş bütünleşme testi 7 farklı test içermektedir. Bunlardan 4 tanesi panel, üçü de grup test istatistiğidir. Bütün testler normal dağılım göstermektedir. Yedi test istatistiği aşağıdaki şekilde gösterilecektir. Panel istatistikleri;

$$\text{Panel } v \text{ istatistiği } (v): T^2 N^{3/2} = \frac{1}{(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^2 \hat{\varepsilon}_{it-1}^2)} \quad (8)$$

$$\text{Panel } p \text{ istatistiği } (\rho): T \sqrt{N} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^{-2} (\hat{\varepsilon}_{it-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{it-1}^2)} \quad (9)$$

$$\text{Panel } t \text{ istatistiği } (\text{non-parametrik model}): Z_{tNT} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^{-2} (\hat{\varepsilon}_{it-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sqrt{(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{it-1}^2)}} \quad (10)$$

$$\text{Panel } t \text{ istatistiği } (\text{parametrik model, adf}) = Z_{tNT}^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^{-2} (\hat{\varepsilon}_{it-1}^* \Delta \hat{\varepsilon}_{it}^*)}{\sqrt{(\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{it-1}^{*2})}} \quad (11)$$

Grup istatistikleri ise,

$$\text{Grup } p \text{ istatistiği } (\rho): T N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{it-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it-1}^2} \quad (12)$$

$$\text{Grup } t \text{ istatistiği } (\text{non-parametrik model}): N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{it-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it-1}^2} \quad (13)$$

$$\text{Grup } t \text{ istatistiği } (\text{adf}): N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{it-1}^* \Delta \hat{\varepsilon}_{it}^*)}{(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{\varepsilon}_{it-1}^{*2})} \quad (14)$$

Şeklinde olacaktır.

İkinci uygulanan eşbütünleşme testi Kao (1999) eşbütünleşme testidir. Kao (1999) eşbütünleşme testinde temel hipotezleri şunlardır:

H_0 : Değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur.

H_1 : Değişkenler arasında eşbütünleşme vardır.

Üçüncü uygulanan eşbütünleşme testi ise Johansen Fisher(1988) eşbütünleşme testi olmuştur. Bu eşbütünleşme testinin temel hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur, alternatif hipotezi ise değişkenler arasında eşbütünleşme vardır şeklinde kurulmaktadır.

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının ardından katsayı tahmini yapılacaktır. DOLS tahmincisi yardımıyla model tahmini aşağıdaki denklem aracılığıyla yapılacaktır.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 z_t + \sum_{i=\omega}^n \theta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Y bağımlı değişken, t zaman, z bağımsız değişken, ω gecikme uzunluğu, Δ fark işlemcisi ve ε_t hata terimini temsil etmektedir.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespitinin ardından kısa dönemli ilişkilerin tespiti Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi ile bulunacaktır. Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testine ait denklemin gösterim şekli aşağıdaki gibidir:

$$Y_{it} = a_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testinin temel hipotezleri şunlardır.

H_0 : tüm panel için X 'den Y 'ye nedensellik yoktur.

H_1 : En az bir birimde nedensellik ilişkisi vardır.

3.3 Araştırma Bulguları

Değişkenlerin durağanlığının sınanması için ilk olarak birim kök testleri uygulanacaktır. Uygulanacak birim kök testleri sırasıyla Levin, Lin ve Chu(2002), Harris & Tsavalis (1999), Hadri (2000), Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) birim kök testleridir.

Değişkenler	Test	Sabit		Sabit+Trend	
Düzey Değer					
		İstatistik	p-değer	İstatistik	p-değer
RW	LLC	-1.6213	0.0525	-4.0117	0.0000
	Harris-Tsavalis	0.9162	0.9318	0.7062	0.5618
	Hadri	21.7577	0.0000	6.7066	0.0000
	IPS	3.4637	0.9997	5.9020	1.0000
	Maddala ve Wu	31.7569	0.9159	53.9002	0.1457
	Choi	26.3191	0.9841	8.5623	1.0000
INF	LLC	-12.1475	0.0000	-9.3994	0.0000
	Harris-Tsavalis	0.8586	0.2772	0.8375	0.9997
	Hadri	45.8879	0.0000	38.9342	0.0000
	IPS	-9.1204	0.0000	-1.5944	0.0554
	Maddala ve Wu	107.5455	0.0000	76.8532	0.0016
	Choi	256.0838	0.0000	152.7263	0.0000
LP	LLC	-6.6732	0.0000	-0.3139	0.3768
	Harris-Tsavalis	0.9264	0.9682	0.7170	0.6644
	Hadri	53.0057	0.0000	27.6449	0.0000
	IPS	1.4994	0.9331	-1.3794	0.0839
	Maddala ve Wu	40.0486	0.6416	39.1656	0.6786
	Choi	56.1196	0.1040	16.0673	1.0000
Birinci Fark					
		İstatistik	p-değer	İstatistik	p-değer
RW	LLC	-13.8626	0.0000	-12.2230	0.0000
	Harris-Tsavalis	0.0768	0.0000	0.2494	0.0000
	Hadri	4.2380	0.0000	5.5581	0.0000
	IPS	-12.8455	0.0000	-10.4786	0.0000
	Maddala ve Wu	160.6849	0.0000	105.9176	0.0000
	Choi	315.4913	0.0000	247.3169	0.0000
INF	LLC	-17.8353	0.0000	-16.2076	0.0000
	Harris-Tsavalis	0.1739	0.0000	0.2594	0.0000
	Hadri	6.6587	0.0000	0.4392	0.3303
	IPS	-17.7936	0.0000	-16.0961	0.0000
	Maddala ve Wu	378.2827	0.0000	309.6353	0.0000
	Choi	567.8403	0.0000	469.7055	0.0000
LP	LLC	-16.3607	0.0000	-14.3041	0.0000
	Harris-Tsavalis	0.0457	0.0000	0.1706	0.0000
	Hadri	3.3287	0.0004	1.9500	0.0256
	IPS	-12.7235	0.0000	-11.4108	0.0000
	Maddala ve Wu	162.8556	0.0000	157.9591	0.0000
	Choi	322.4970	0.0000	301.0771	0.0000

Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları

Reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliğine ilişkin birim kök testi sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir. Birim kök testi sonuçlarına göre reel ücret Hadri(2000) testine göre düzey değerinde durağan olduğu ancak Levin, Lin ve Chu(2002), Harris& Tsavalis (1999), Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu(1999) ve Choi(2001) birim kök testlerine göre birinci farkında durağandır. Enflasyon Levin, Lin ve Chu(2002), Hadri(2000), Maddala ve Wu(1999) ve Choi(2001) birim kök testlerine göre düzey değerinde durağan olduğu belirlenirken, Harris& Tsavalis (1999), Im, Pesaran ve Shin (2003) testlerine göre birinci farkında durağandır. İşgücü verimliliğinin ise, Levin, Lin ve Chu(2002) ve Hadri(2000) birim kök testlerine göre durağan olduğu tespit edilirken, Harris& Tsavalis (1999), Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu(1999) ve Choi(2001) birim kök testlerine göre birinci

farkında durağan olduğu belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlar neticesinde uzun dönemli ilişkinin tespiti için Pedroni, Kao ve Johansen Fisher Eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

Tablo 3’de Pedroni eşbütünleşme testi sonuçları gösterilmiştir.

Metot	Test İstatistiği	Probability	Test İstatistiği	Probability
Sabit		Sabit+trend		
Panel v testi	59.79811	0.0000	25.26845	0.0000
Panel rho testi	-6.200387	0.0000	-4.990385	0.0000
Panel PP testi	2.024133	0.9785	-1.500658	0.0667
Panel ADF testi	-1.041555	0.1488	-1.864984	0.0311
Grup rho testi	1.00351	0.8555	2.737396	0.9969
Grup PP testi	-0.124436	0.4505	0.715072	0.7627
Grup ADF testi	-0.787460	0.2155	-2.943982	0.0016

Tablo 3. Pedroni Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Tablo 3’te görüldüğü üzere, Panel PP testi hem sabit hem de sabit ve trendli modelde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade ederken, Panel v ve Panel rho testleri hem sabit hem de sabit ve trendli modelde eşbütünleşme olduğunu göstermektedir. Panel ADF testi ise değişkenler arasında sabitli modelde eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade ederken sabit ve trendli modelde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkmaktadır. Pedroni tarafından önerilen sabitli modelde 7 testten 5 tanesi eşbütünleşme olmadığını, sabit ve trendli modelde ise 7 testten 3 tanesi eşbütünleşme olmadığını göstermektedir. Bu durumda tüm testlerde boş hipotez kabul edilmiş ve eşbütünleşme varlığı reddedilmiştir.

Metot	Test İstatistiği	Probability
ADF	2.903618	0.0018
Residual Variance	0.056102	
HAC Variance	0.056616	

Tablo 4. Kao Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Tablo 4’de Kao eşbütünleşme testinin sonuçları gösterilmektedir. Elde edilen sonuçlara göre boş hipotez reddedilmiştir. Yani değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu bulunmuştur.

Hypothesised No. of CE(s)	Fisher stat (from trace test)	Probability	Fisher stat (max eigen test)	Probability
None	185.1	0.0000	135.7	0.0000
At most 1	92.88	0.0000	65.96	0.0177
At most 2	102.1	0.0000	102.1	0.0000

Tablo 5. Johansen Fisher Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Johansen Fisher Panel Eşbütünleşme Testi sonuçlarına göre, iki değişken arasında bir ilişki olmadığı sıfır hipotezi reddedilmiş ve eşbütünleşmenin varlığını destekleyen alternatif hipotez kabul edilmiştir.

Modelde eşbütünleşme varlığını belirlemek için yapılan üç testten Kao ve Johansen Fisher Panel Eşbütünleşme Testleri eşbütünleşme olduğunu göstermiştir. Ancak, Pedroni Eşbütünleşme Testi değişkenler arasında bir korelasyon olmadığını ortaya koymuştur. Yaptığımız testlerin çoğunluğu modeldeki eşbütünleşmenin varlığını ortaya çıkardığından, uzun vadede OECD ülkeleri için reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliği arasında bir korelasyon olduğu kabul edilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespitinin ardından Pedroni tarafından geliştirilen DOLS tahmincisi kullanılmıştır.

	ENFLASYON		İŞGÜCÜ VERİMLİLİĞİ	
	Katsayı	t-istatistik	Katsayı	t-istatistik
Avustralya	-0.002768	-0.992	0.1669**	16.47
Belçika	-0.003108	-0.3654	-0.0007799	-0.04634
Kanada	-0.1031**	-3.982	0.2552**	5.291
Şili	-0.0154	-1.856	0.4673**	14.53
Çek Cumhuriyeti	-0.05886**	-2.28	0.4073**	1.973
Fransa	-0.005492	-0.3115	0.2371**	5.345
Yunanistan	0.05594**	8.578	0.3849**	4.946
Macaristan	-0.03718	-4.509	0.1831**	1.91
Japonya	0.01647	1.207	0.4087**	7.798
Kore	0.017	1.999	1.001**	29.47
Letonya	-0.003062	-0.5346	1.209**	15.64
Lüksemburg	0.006466	1.196	0.238**	16.87
Meksika	0.001778	1.148	0.05517**	1.805
Hollanda	0.01675	2.01	0.07684**	3.069
Yeni Zelanda	0.01936	1.825	0.6895**	22.49
Polonya	-0.001619	-0.3829	0.7948**	19.41
Portekiz	0.04508	2.209	0.5084**	7.785
Slovak Cumhuriyeti	-0.001235	-0.1161	0.5426**	7.301
Slovenya	0.005077	0.1516	0.7223**	1.736
İspanya	0.05988**	1.309	0.4456**	2.523
Türkiye	-0.003523	-1.124	0.2761**	1.722
ABD	-0.07899**	-2.013	-0.1893**	-1.949
Panel Geneli	-0.003395	0.675	0.4036**	39.67

Tablo 6. Panel DOLS Testi Sonuçları

Not: Bağımlı değişken reel ücrettir. ** yüzde 5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 6'da panel DOLS tahmincisi sonuçları hem ülke olarak hem de panel genelini kapsayacak şekilde gösterilmiştir. DOLS tahmincisi sonuçlarına göre reel ücret ile işgücü verimliliği arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Ancak enflasyonun reel ücret üzerinde etkisi tespit edilememiştir. Avustralya, Şili, Fransa, Macaristan, Japonya, Kore, Letonya, Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, Polonya, Portekiz, Slovak Cumhuriyeti, Slovenya, Türkiye için bulunan sonuçlar panel genelinde çıkan sonucu desteklemektedir. Belçika için bulunan sonuçlara göre reel ücret üzerinde hem enflasyon hem de işgücü verimliliğinin etkisi bulunamamıştır. Kanada, Çek Cumhuriyeti, Yunanistan, İspanya ve ABD için bulunan sonuçlarda ise reel ücretler üzerinde hem enflasyon hem de işgücü verimliliği etkili olmaktadır.

Değişkenler arasında nedenselliğin yönünün belirlenmesi için Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen nedensellik testi uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir.

	W-Stat	Probability
Reel Ücret→Enflasyon	7.0201	0.0000
Enflasyon→Reel Ücret	13.1654	0.0000
Reel Ücret→İşgücü Verimliliği	15.7847	0.0000
İşgücü Verimliliği →Reel Ücret	7.1457	0.0000
Enflasyon→ İşgücü Verimliliği	3.5727	0.0000
İşgücü Verimliliği→Enflasyon	7.7734	0.0000

Tablo 7. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik Testi Sonuçları

Ele aldığımız değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin tespiti için Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi uygulanmıştır. Reel ücret ile enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Reel ücret ile işgücü verimliliği karşılıklı etkileşim içerisinde. Enflasyon ve işgücü verimliliği arasında ise çift yönlü ilişki bulunmuştur.

4 Sonuç

Bu çalışmada 22 OECD ülkesinin 1995-2017 dönemine kapsayan verilerle reel ücret, enflasyon ve işgücü verimliliği arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelenmiştir. Çalışma dengeli panel veri yöntemleri ile analiz edilmiştir. Birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlığı sınanmış, eşbütünlük testleri ile değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki belirlenmiştir. Nedensellik analizi ile değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki belirlenmiştir.

Yapılan analiz sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. DOLS tahmincisi sonuçlarına göre enflasyonun reel ücret üzerinde etkisi bulunamamıştır. Ancak işgücü verimliliğinin reel ücret üzerindeki etkisi olumlu ve anlamlıdır. İşgücü verimliliğinden reel ücretlere doğru bir ilişkiden söz ediliyorsa Marjinal Verimlilik Teorisi geçerli demektir. Bir ekonomide tam rekabet koşulları geçerliyse, işçinin reel ücretini belirleyen unsur marjinal verimliliklerdir. İşverenler işçilere ancak üretime yaptıkları kadar ücret vermeye razı olacaklardır. Şayet reel ücretler marjinal işgücü verimliliğinden yüksekse, işverenler aldığı ücrete oranla daha düşük üretim katkısı olan işçiyi işten çıkaracaktır. Şayet verimlilik ücretten fazla ise sendikalar devreye girip ücret artışı talep edecektir. OECD ülke grubu açısından işgücü verimliliğinde meydana gelen artış, reel ücret düzeyinin de artmasıyla sonuçlanmaktadır. Bu bakımdan çalışmamız, teori ve literatür çalışmaları ile desteklenmektedir.

Değişkenler arasında kısa dönemli ilişkinin tespiti için Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi yapılmıştır. Nedensellik sonuçlarına göre, reel ücret ile enflasyon arasında, reel ücret ile işgücü verimliliği arasında ve enflasyon ile işgücü verimliliği arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Kaynakça

- Christopoulos, K. D. 2005. "A Note on the Relationship Between Real Wages and Employment: Further Evidence from Panel Cointegration Tests", *Journal of Economic Studies*, 32(1), p. 25–32.
- Choi, I. 2001. "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance*, 20, p. 249–72.
- Dritsakis, N. 2004. "A Causal Relationship between Inflation and Productivity: An Empirical Approach for Romania" *American Journal of Applied Sciences*, 1, p.121-128.
- Dumitrescu, E., Hurlin, C. 2012. "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels", *Economic Modelling*, 29 (2012), p.1450–1460.
- Eşiyok, B. Ali, 1999. "İmalat Sanayinde Kamu-Özel Sektör Ayrımı Ekseninde Ücret ve Verimlilik Serilerinin İstatistiki ve Ekonometrik Bir Analizi", *Türkiye Kalkınma Bankası Araştırma Müdürlüğü*, Ankara.
- Hadri, K. 2000. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel Data", *Econometrics Journal*, 3, p.148-161.
- Haris, R. D.F., Tzavalis, E. 1999. "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed", *Journal of Econometrics*, 91, p.201-226.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. 2003. "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115, p. 53–74.
- Islam, R., Kinyondo, A. ve Nganga, J. 2015. "Real Wages and Labour Productivity in Tanzania: How do They Link" *Journal of African Studies and Development*, 7(3), p.81-98.
- Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), p. 231–254.
- Kao, C. 1999, "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90(1), p.1-44.
- Kumar, S., Webber, D.J. ve Perry, G. (2009), "Real Wages, Inflation and Labour Productivity in Australia" *Applied Economics*, 44, p.2945-2954.
- Levin, A., Lin, C. F. ve Chu, C. S. J. 2002. "Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, p. 1–24.
- Maddala, G. S.ve Wu, S. 1999. "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, p.631–52.
- Marquetti, A. 2004. "Do Rising Real Wages Increase the Rate of Labor-Saving Technical Change? Some Econometric Evidence", *Metroeconomica*, 55(4), p. 432-441.
- Millea, M. 2002. "Disentangling the Wage-Productivity Relationship: Evidence from Select OECD Member Countries", *IAER*, 8(4), p. 314- 323.
- Narayan, P. ve Smyth, R. 2009. "The Effect of Inflation and Real Wages on Productivity: New Evidence from a Panel of G7 Countries" *Applied Economics*, 2009 (41), p.1285–1291.
- Öztürk, N. 2005. "Ücret Kuramında Yeni Yaklaşımlar" *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(1), p. 29-49.
- Pedroni, P. 1999. "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, p.653–670.
- Pedroni, P. 2001. "Purchasing Power Parity Tests in cointegrated panels", *Review of Economics and Statistics*, 83, p.727–731.
- Pedroni, P. 2004. "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis: new results". *Econometric Theory*, 20, p.597–627.

- Tang, C. F. 2014. “The Effect of Real Wages and Inflation on Labour Productivity in Malaysia” *Applied Economics*, 28 (3), p.311-322.
- Tatoğlu, F.Y. 2017. **Panel Veri Analizi**. Beta Yayınevi, İstanbul.
- Trpeski, P. ve Tashevskaa, B. 2009. “Labor Productivity and Wages in the Republic of Macedonia” *Business Statistics-Economic Informatics, The Young Economists Journal*, p.103-111.
- Türedi S. ve Terzioğlu H. 2009. “Türkiye’de Kamu-Özel İmalat Sanayinde Ücret ve İşgücü Verimliliği İlişkisi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(1), p.144-164
- Wakeford J. 2004. “The Productivity-Wage Relationship in South Africa: an Empirical Investigation”, *Development Southern Africa*, 21(1), p. 109–132.
- Yıldırım, Z. 2015. “Relationship Among Labour Productivity, Real Wages and Inflation in Turkey” *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), p.85-103.