



Araştırma Makalesi / Research Article

Türkiye’de Yeni Keynesyen Ücret Phillips Eğrisi (NKWPC) Geçerli Midir? ARDL Sınır Testi Yaklaşımından Bulgular *

Engin Can Ozan¹, İbrahim Bakırtas¹

Öz

Bu araştırmanın amacı, Yeni Keynesyen Ücret Phillips Eğrisi (NKWPC)’nin Türkiye için varlığını test etmektir. Bu amaç doğrultusunda, ARDL sınır testi yaklaşımı tahmin yönteminden faydalanılarak analizler yapılmıştır. Araştırma 1995:Q1-2019:Q4 dönem aralığında derlenen verileri kapsamaktadır. Yeni Keynesyen görüşün varsayımlarına bağlı olarak yapılan analiz bulgularına göre, Türkiye için ücret enflasyonu ile işsizlik oranı arasında anlamlı ve ters yönlü bir ilişki vardır. Bu bulgular ışığında gelecek dönem ücretlerin ve fiyatların tahminlerinde ve yaşanan şoklar sonrasında ekonominin tekrar dengeye gelme hızının tespitinde, Türkiye’deki politika yapıcıların Yeni Keynesyen Ücret Phillips Eğrisinden faydalanarak politika üretebilecekleri sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Yeni Keynesyen Ücret Phillips Eğrisi, NKWPC, Türkiye ekonomisi, ücret enflasyonu, işsizlik, ARDL.

Does New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) Exist in Turkey? Evidence From ARDL Bounds Testing Approach

Abstract

The aim of this research is to test the existence of the New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) in Turkey. For this purpose, analyzes were made using the ARDL bound testing approach. The research covers the data compiled in the period between 1995: Q1-2019: Q4. Empirical findings indicated that, based on the assumptions of the New Keynesian approach, there is an adverse relationship among the wage inflation and unemployment rate in Turkey. The findings of this research revealed that New Keynesian Wage Phillips Curve could be used by policy makers to design economic policies such as the estimation of future wages and prices and the determination of adjustment rate to the equilibrium in Turkey.

Keywords: New Keynesian Wage Phillips Curve, NKWPC, Turkish economy, wage inflation, unemployment, ARDL.

* Bu çalışma Aksaray Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı’nda Prof. Dr. İbrahim BAKIRTAŞ danışmanlığında Engin Can OZAN tarafından “Yeni Keynesyen Ücret Phillips Eğrisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama” başlığı ile tamamlanarak 10/07/2020 tarihinde savunulan Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir.

¹ Sorumlu Yazar (Corresponding Author), Arş. Gör., Aksaray Üniversitesi, engincanozan@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-7610-221X>

¹ Prof. Dr., Aksaray Üniversitesi, ibakirtas@aksaray.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0003-0945-2823>

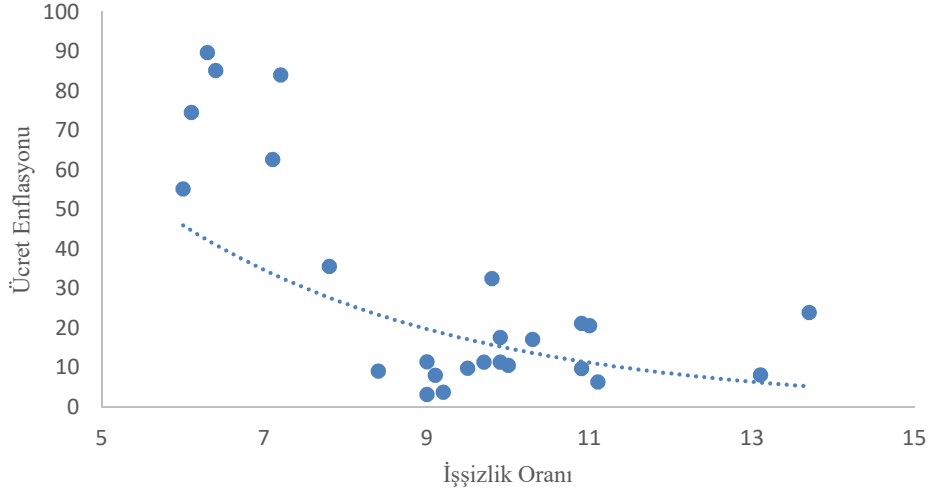
GİRİŞ

Phillips Eğrisi parasal ücretlerdeki değişim oranları ile işsizlik oranları arasındaki ilişkiyi gösterir. Phillips Eğrisinin bu klasik formu, sonraki yıllarda Lipsey (1960) ve Samuelson (1960)'un katkılarıyla geliştirilerek enflasyon ve işsizlik oranları arasındaki ters yönlü ilişkiyi gösteren eğriye evrilmiştir. Politika yapıcılar ekonomik programlarını tasarlarken ve planlarken uzun yıllar bu eğriden faydalanmışlardır. 1960 yılından itibaren dünyada uygulanmaya başlayan ve Phillips Eğrisinden de faydalanan Keynesyen politikalar, 1963 yılında Türkiye'de de uygulanmaya başlamıştır (Korkmaz ve Çoban, 2006). Ekonomide planlı döneme geçişle sanayileşme politikaları öne çıkmış ve yüksek enflasyon göze alınarak istihdam yaratma çabası kalkınma planlarında öncelikli hedef olmuştur (Bozdağlıoğlu, 2008). Ancak uygulanan Keynesyen politikalar kamu açıklarının artmasına neden olmuş ve bu artışlar ekonomik krizleri tetiklemiştir. 1973 petrol krizine bağlı olarak dünyada yaşanan stagflasyon yüksek enflasyon oranları ile beraber yüksek işsizliğin de yaşanacağını göstermiştir. Bu durum enflasyon ile işsizlik oranları arasında ters yönlü bir ilişkinin varlığını gösteren Phillips Eğrisinin de şöhretini yitirmesine neden olmuştur. 1980 yılında hazırlanan 24 Ocak istikrar kararları ile Türkiye ekonomisinin büyüme ivmesi hızlanmış ve buna bağlı olarak işsizlik oranları azalmıştır.

1980'den 1994 krizine kadar olan dönemde Türkiye'de ortalama enflasyon %62 olarak gerçekleşmiş, ancak 1994 krizi ile beraber enflasyonun yanı sıra işsizlik oranları da tekrar artış göstermiştir. Bu dönemde ortalama işsizlik oranları %8 olarak gerçekleşmiştir. 2001 krizinde enflasyon oranları ve işsizlik oranları en yüksek seviyeleri görmüştür. Kriz sonrasında uygulanan politikalar başarılı olmuş ve enflasyon oranları 2012 yılına kadar gerilemiştir (Güven ve Ayvaz, 2016). Enflasyon ile mücadelede, özellikle 2002 sonrasında uygulanan politikalar başarıya ulaşırken aynı durum işsizlikle mücadelede sağlanamamıştır. Türkiye ekonomisinde yaşanan yüksek enflasyon ve işsizlik oranları her zaman araştırmacıları ve kalkınma planlarını hazırlayan politika yapıcıları enflasyonun ve işsizliğin Türkiye'deki nedenlerini incelemeye itmiştir. Bu soruya verilen en önemli yanıtlardan biri de ücretler olmuştur. Ücretler artan maliyet nedeniyle firmaların işçi çıkarmalarına neden olurken, artan ücretler diğer yandan fiyat artışlarına neden olmaktadır. Ücretlerin artması toplam talepte bir artışa neden olurken, toplam talepte gerçekleşen artışlar yetersiz üretim ile birlikte fiyatlara yukarı yönlü baskı yaparak, enflasyonu arttırmaktadır.

Yüksek enflasyon seviyeleriyle mücadele için kullanılan para ve maliye politikası araçları Türkiye'de ekonomik krizlerin sıkça yaşanmasının nedenlerinden biri olmuştur. Bu bağlamda ekonomik krizlere neden olmadan enflasyon ile mücadelede kullanılacak araç setlerinin seçiminde ücretlerde oluşabilecek etkilerin de göz önüne alınmasının daha başarılı sonuçlara ulaşılmasını sağlayacağı ileri sürülmektedir. Bu politikaların tasarlanmasında işsizlik ve ücret enflasyonu veya enflasyon arasındaki ilişkinin doğasının tanımlamak önemlidir. Ücret enflasyonu ile işsizlik arasındaki ilişkinin doğasını resmeden en temel iktisat politikası araçlarından biri Yeni Keynesyen Ücret Phillips Eğrisi (NKWPC)'dir. Türkiye'de ücret enflasyonu ile işsizlik oranlarının genel görünümü ise Şekil 1'deki gibidir. Bu genel görüntü NKWPC'nin Türkiye için varlığının test edilebilir olduğuna işaret etmektedir.

Şekil 1: Ücret Enflasyonu ile İşsizlik Oranı Arasındaki İlişki (1995-2019)



Klasik Phillips Eğrisinin gösterdiği parasal ücretlerdeki değişim ile işsizlik oranları arasındaki ters yönlü ilişkinin teorik arka planının ve mikro temellerinin eksiliği bu eğriye dayalı yapılacak analizlerin başarısını sınırlandırmıştır. Bu nedenle Klasik Phillips Eğrisi Yeni Keynesyen İktisatçılar tarafından mikro temelleri göz önüne alınarak teorik arka planı geliştirilmiş ve öncülüğünü Gali (2011)'in yaptığı bir grup iktisatçı tarafından Klasik Phillips Eğrisinin yapışkan ücret modellerinden faydalanarak yeni formu tanımlanmıştır. Bu yeni form NKWPC olarak isimlendirilmektedir. Gali'nin oluşturduğu NKWPC'nin daha önce Türkiye'deki varlığının test edilmemiş olması bu araştırmanın yapılmasının arkasındaki en önemli güdüleyicidir.

Bu çalışmanın amacı NKWPC'nin Türkiye'deki varlığını incelemektir. Bu test sonuçlarına bağlı olarak NKWPC'nin varlığının doğrulanması veya reddedilmesi kalkınma planlarının hazırlanmasında politika yapıcılara rehberlik edebilecek ve Türkiye'de ücret dinamiklerinin belirlenmesinde faydalı olacaktır.

Bu araştırma giriş bölümü dâhil beş kısımdan oluşmaktadır. Giriş bölümünü takiben NKWPC'nin teorik arka planına ve matematiksel türetilişine yer verilmiştir. Veri ve yöntem kısmında analizde kullanılan seriler tanımlanmış ve analiz yöntemine ait bilgiler paylaşılmıştır. Analiz ve bulgular başlığı altında ilk önce durağanlık ve eşbütünleşme analizlerine ait tahminlere, daha sonra ARDL sınır testi yaklaşımıyla yapılan analize yer verilmiştir. Son kısımda ise NKWPC'nin Türkiye'de varlığına ilişkin yapılan analiz bulguları ışığında sonuç ve önerilere yer verilmiştir.

2. TEORİK VE AMPİRİK ARKAPLAN

Geleneksel Phillips Eğrisi, grafiksel olarak ücret enflasyonu ile işsizlik arasında ters yönlü bir ilişkinin varlığını gösterir, ancak neden bir bağlantı olabileceğinin altında yatan nedenleri göstermede yetersizdir. Bu konudaki araştırmalarıyla Gali, bu yetersizliği NKWPC yaklaşımı ile önemli ölçüde gidermiştir. Gali'nin oluşturmuş olduğu NKWPC eşitliği, ücret enflasyonu, ücret yapışkanlığı ve işgücü arz esnekliği gibi yapısal parametrelerin işsizlik oranına bağlı olduğunu göstermektedir. NKWPC'nin teorik bileşenlerinden birinin yapışkan ücretler olduğunu ileri süren Gali, Erceg, Henderson ve Levin (2000) tarafından geliştirilen ve araştırmacıların baş harflerine istinaden EHL modeli olarak isimlendirilen, yapışkan ücret modelinden esinlenerek hanehalklarının fayda fonksiyonunu ve bütçe kısıtını tanımlamıştır. Bu fonksiyon ve kısıtın basit formdaki eşitlikleri aşağıdaki gibidir (Muto ve Shintani, 2014):

Hanehalklarının fayda fonksiyonu;

$$U(C_t, N_t) \equiv \log C_t - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (1)$$

şeklinde. Eşitlik 1'e göre, C_t ; hanehalkı tüketimini ve N_t ; t zamandaki emek girdisini ifade etmektedir.

Hanehalklarının bütçe kısıtı ise:

$$P_t C_t + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t N_t + \Pi_t \quad (2)$$

şeklinde. Eşitlik 2'de, P_t ; fiyatlar genel düzeyini, Q_t ; nominal risksiz vadeli tahvilin fiyatını, B_t ; risksiz vadeli tahvilin satın alma değeri, W_t ; ortalama nominal ücret düzeyini ve Π_t ; gelir bileşenlerinin toplamını göstermektedir.

Hanehalkları fayda fonksiyonlarını göz önünde bulundurarak, yaşam boyu faydalarını maksimum yapmak için nominal ücret seviyesini belirlemektedir. Hanehalkları her dönem nominal ücretlerin yeniden belirleme imkanına sahip değildir. Calvo (1983)'ün yapışkan fiyat modeline göre hanehalkları sadece $(1 - \theta_w)$ olasılığı durumunda nominal ücretlerini yeniden belirleme imkanına sahiptir. EHL modeline göre firmalar, reel ücretleri göz önünü alarak işgücü taleplerini belirler. Firmaların emek talep fonksiyonları:

$$N_{t+k|t} = \left(\frac{W_t}{W_{t+k}}\right)^{-\epsilon_w} N_{t+k} \quad (3)$$

şeklinde. Eşitlik 3'de, $N_{t+k|t}$; nominal ücretin t dönemindeki son belirlenmesinin ardından t + k dönemdeki işgücü talebini temsil etmektedir. θ_w değişkeni ücret birliği seviyesini temsil eder ve 0 ile 1 arasında değer alır. Bu değere Calvo ücret parametresi denir. Bir ülkede ücretlerin yeniden pazarlığı yapabilecek işgücünün yüzdesini ölçer. Değer ne kadar 1'e yaklaşırsa, maaşlarını yeniden pazarlık edebilecek işgücü sayısı o kadar az olur. Ters durumda çok olur. ϵ_w ; sabit ücret esnekliğini ve φ ; Frisch işgücü arzı esnekliğini sembolize etmektedir. (φ), tüketimden sürekli marjinal fayda sağlandığında reel ücretlerde ki bir değişiklik sonrası işgücü arzındaki yüzde değişimi göstermektedir (López ve Saglio, 2017). Bir hanehalkı nominal ücret seviyesini yeniden optimize etme şansı elde ettiğinde beklenen faydasını en üst düzeye çıkarmayı amaçlayacaktır. Bu eşitliklere bağlı olarak hanehalkı için nominal ücrete ilişkin birinci sıra koşulu aşağıdaki eşitlikteki gibi tanımlanır:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ \frac{N_{t+k|t}}{C_{t+k}} \left(\frac{W_t^*}{P_{t+k}} - M^w MRS_{t+k|t} \right) \right\} = 0 \quad (4)$$

Eşitlik 4'de, MRS_t ; t döneminde tüketim ve emek arasındaki marjinal ikame oranını, M^w ; ücret yapışkanlığının olmadığı durumda ücret markupunun doğal seviyesini, β ; iskonto değerini göstermektedir. Eşitlik 1'de gösterilen fayda fonksiyonu veri iken MRS_t , $MRS_{t+k|t} = C_{t+k} N_{t+k|t}^{\varphi}$ ifade edilir. Eşitlik 3'de gösterilen emek talebi fonksiyonuna göre M^w , $M^w = \epsilon_w / (\epsilon_w - 1)$ 'dan türetilmektedir.

Denge durumunda eşitlik 4'de log-lineerleştirme yapıldıktan sonra EHL'nin ücret dinamiklerinin yapısal modeli elde edilir:

$$\pi_t^w = \beta E_t \pi_{t-1}^w - \lambda_w (\mu_t^w - \bar{\mu}^w) \quad (5)$$

Eşitlik 5'e göre, π_t^w ; ücret enflasyon oranını ($\pi_t^w = \log W_t - \log W_{t-1}$), μ_t^w ; ortalama ücret markupunu ($\mu_t^w = \log \left(\frac{W_t}{P_t} \right) - \log MRS_t$), $\bar{\mu}^w$; μ_t^w 'in doğal oranını ifade etmektedir. λ_w ise şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\lambda_w \equiv \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1+\epsilon_w\varphi)} > 0 \quad (6)$$

Ampirik çalışmalarda, eşitlik 5'i tahmin etmek zordur. Çünkü ücret markupı ücret enflasyonunun birincil belirleyicisidir ve gerçek zaman serisi verilerinde doğrudan gözlemlenemez. Bu bağlamda Galí, hanehalkının işgücü arzı kararlarına karşı ek bir varsayım getirerek, ücret markupunun işsizlik oranıyla

değiştirilmesini önermektedir. Aynı zamanda, işgücünün de bölünemez olduğunu varsaymaktadır (Hansen, 1985).

Gali'ye göre hanehalkı üyelerinde bir süreklilik vardır. Her üye j ile endekslenir, burada j üyesi için emeğin faydasızlığı, eğer kullanılırsa j^φ tarafından verilir, aksi takdirde sıfır kabul edilir. Bu doğrultuda hanehalkının faydası eşitlik 7'deki gibi ifade edilir.

$$U(C_t, N_t) \equiv \log C_t - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} = \log C_t - \int_0^{N_t} j^\varphi dj \quad (7)$$

Eşitlik 2.13'e göre, N_t ; t zamandaki firma emek talebi tarafından belirlenen emek girdisini ifade etmektedir. Eşitlik 7'de de eşitlik 1'de olduğu gibi hanehalkları aynı sorun ile karşı karşıyadır. Bu nedenle ücret enflasyonunun yapısal modeli Gali (2011)'nin önermelerine uygun olarak tanımlanabilir.

Hanehalkı üyesi j , reel ücret ve emeğin faydasızlığını elde etmenin marjinal faydasını tüketim birimlerini ölçerek karşılaştırır ve aşağı belirtilen fonksiyon sağlandığında emek arz eder.

$$\frac{W_t}{P_t C_t} \geq j^\varphi \quad (8)$$

L_t , yukarıdaki koşulu yerine getiren eşik üye endeksi olarak kabul edilmektedir. L_t , emek arzının bir ölçüsü olarak düşünülebilir. Çünkü sadece 0'dan L_t 'ye kadar bir endeksi olan üyeler, t döneminde emek arz etmek istedikleri için L_t emek arzının bir ölçüsü olarak düşünülebilir. Böylece log-lineerleştirilmiş emek arz fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$w_t - p_t = c_t + \varphi l_t \quad (9)$$

Eşitlik 9'da küçük harflerle sembolize edilenler değişkenlere karşılık gelen logaritmik karşılıklardır. Ortalama ücret markupı ($\mu_t^w \equiv w_t - p_t - mrs_t = w_t - p_t - c_t - \varphi n_t$) ve işsizlik oranı ($u_t \equiv n_t - l_t$) tanımlarını kullanarak, ücret markupı ve işsizlik oranı arasındaki aşağıdaki doğrusal ilişki eşitlik 9'da türetilmiştir.

$$\mu_t^w = \varphi u_t \quad (10)$$

Eşitlik 10'a dayanarak, ücretler yapışkan değilse gerçekleşebilecek işsizlik düzeyi olarak tanımlanan doğal işsizlik oranı (u^n), istenen ücret markupunun doğrusal bir fonksiyonudur. Bu fonksiyon eşitlik 11'de gösterilmektedir.

$$u^n = \frac{1}{\varphi} \bar{u}^w \quad (11)$$

Eşitlik 10 ve eşitlik 11, eşitlik 5'de yerine konulduğunda NKWPC'nin basit formuna ulaşılır. Bu eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$\pi_t^w = \beta E_t \pi_{t+1}^w - \lambda_w \varphi (u_t - u^n) \quad (12)$$

Tüm bu açıklamalar ışığında Orijinal Phillips Eğrisinde olduğu gibi NKWPC'de ücret enflasyonu ile işsizlik arasındaki ilişkiyi tanımlamaktadır. Eğer beklenti terimi tekrarlı olarak tanımlanırsa NKWPC'nin dinamik formuna ulaşılır:

$$\pi_t^w = -\lambda_w \varphi \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t (u_{t+k} - u^n) \quad (13)$$

Eşitlik 13'e göre NKWPC, ücret enflasyonunun mevcut ve gelecekteki işsizlik oranlarının iskonto edilmiş toplamına bağlı olduğunu göstermektedir. Eşitlik 13, NKWPC'nin eğiminin yapısal parametrelere bağlı olduğunu gösterir. Diğer her şey sabitken, eğer ücret esnek veya işgücü arzı esnek değilse eğrinin eğimi diktir, tersi durumda yatıktır.

NKWPC'nin temel formunda hanehalkı ücret revize etme şansı elde etmezse ücretin sabit olduğu varsayılır. Alternatif bir spesifikasyonda Galí, ücret sözleşmelerine fiyat enflasyonuna ilişkin otomatik endekslemeyi dikkate alır. Eğer hanehalkı ücretleri yeniden optimize etme şansı elde etmezse, nominal ücretin aşağıdaki kurala göre otomatik olarak ayarlandığı varsayılır (Muto ve Shintani, 2017).

$$w_{t+k|t} - w_{t+k-1|t} = \gamma \bar{\pi}_{t+k-1}^p + (1 - \gamma) \pi^p + g \quad (14)$$

Burada $w_{t+k|t}$; hanehalkının en son t dönemindeki nominal ücreti revize etme şansı elde ettiği t + k dönemindeki nominal ücreti, $\bar{\pi}_t^p$; endeksleme için kullanılan fiyat enflasyonunun ölçüsüdür, π^p ; durağan durumda fiyat enflasyonunu ve g; durağan durumda verimlilik artışını sembolize etmektedir. Daha sonra NKWPC aşağıdaki gibi değiştirilir;

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \pi_{t-1}^p + \beta E_t(\pi_{t+1}^w - \gamma \pi_t^p) - \lambda_w \varphi(u_t - u^n) \quad (15)$$

Eşitlik 15'de $\alpha \equiv (1 - \beta)((1 - \gamma)\pi^p + g)$ olarak tanımlanır.

NKWPC'yi tahmin ederken, Galí işsizlik oranının belirlenmesi için basit bir otoregresif model benimsemektedir. Örneğin, işsizlik oranının $u_t = \phi_0 + \phi_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$ gibi bir AR (1) modelini izlediği varsayımında, indeksli indirgenmiş biçimli NKWPC eşitliği aşağıdaki formda tanımlanır;

$$\pi_t^w = \delta + \gamma \pi_{t-1}^p + \psi_0 u_t \quad (16)$$

Eşitlik 16'da $\delta \equiv \frac{1}{1-\beta} \left\{ \alpha + \lambda_w \varphi(u^n - \frac{\beta \phi_0}{1-\beta \phi_1}) \right\}$ ve $\psi_0 \equiv -\frac{\lambda_w \varphi}{1-\beta \phi_1}$ olarak tanımlanmaktadır.

Her ne kadar NKWPC ücret enflasyonu ve işsizlik arasında ters yönlü ilişkiyi gösterse de, Geleneksel Phillips Eğrisinden iki noktada ayrılmaktadır. Birinci nokta, NKWPC'nin Phillips Eğrisinin eksik olduğu mikro temellere sahip olmasıdır. NKWPC'deki ters yönlü ilişki, işgücünün ücret esnekliğine ve ücret esnekliğinin büyüklüğüne bağlıdır. Phillips Eğrisi ise yalnızca emek talebi yüksek ve çalışan sayısı az olduğunda firmaların ücretlerini arttıracaklarını ifade etmektedir. İkinci nokta, NKWPC ileriye dönük bir değişkene sahipken, Phillips Eğrisi sadece cari dönemi esas almaktadır.

Daha dinamik ve gerçekçi olması ülke ekonomileri için bu eğrinin varlığının tespiti önemlidir. Bu eğrinin varlığına dair ülke uygulamalı araştırmalar ise çok az sayıdadır. Bu az sayıda çalışma ve bulguları aşağıda özetlenmektedir.

Donayre ve Panovska (2018) ABD için 1964:Q1-2014Q4 dönemi aralığında eşik regresyon analiz yöntemi vasıtasıyla yaptıkları testler sonucunda ücret artışı ve işsizlik oranları arasında güçlü ve ters yönlü ilişkinin varlığına dair kanıtlar bulmuşlardır. Ancak Donayre ve Panovska (2015) ekonomide yaşanan durgunluk ve iyileşme dönemlerinde bu ilişkinin bozulacağına ileri sürmektedir.

Lopez ve Saglio (2017) ise Avrupa ülkeleri, ABD ve Japonya için AR(1) ve AR(2) yöntemleri kullanarak NKWPC'yi tahmin etmiştir. Elde ettikleri bulgulara göre, ücret enflasyonu ve işsizlik oranları arasındaki ilişkinin belirlenmesinde ücret yapışkanlığı ve emek arz esnekliği parametreleri etkilidir. Bu ülkeler içinde NKWPC geçerlidir.

Muto ve Shintani (2017) ise ABD ve Japonya için OLS analiz yöntemi vasıtasıyla NKWPC'yi 1970-2013 dönemine ait verilerle test etmiş ve iki ülkeye ait bulguları karşılaştırmışlardır. Elde ettikleri bulgular, ülkelerin ücret yapışkanlığı ve enflasyon hedeflemesi politikalarına bağlı ilişkinin varlığını etkilediğini gösterir. Ancak her iki ülke için de NKWPC'nin varlığı doğrulanmıştır.

Başta (2019) ise ABD için OLS analiz yöntemi vasıtasıyla NKWPC'yi 1990:Q1-2014:Q4 dönemine ait verilerle test etmiştir. Elde ettiği bulgulara göre, NKWPC uygun gecikmenin alındığı analizlerde daha başarılı olmaktadır. Aynı zamanda ekonomide yaşanan şoklar sonrasında toplam talepte meydana gelen etkinin tamamen ortadan kalkmayacağını ileri sürmektedir.

3. VERİ VE YÖNTEM

Bu bölümde öncelikle analizde kullanılan ampirik model tanıtılmakta, ardından birim kök test sonuçları paylaşılmaktadır. Devamında ARDL modellerinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlar sonrasında elde edilen bulguların ekonomik anlamları ifade edilmektedir. Eşitlik 17 ekonometrik analizde kullanılan temel regresyon eşitliğidir. Türkiye'de NKWPC'nin varlığını incelemek için Muto ve Shintani (2014)'nin Galí'nin yapısal ücret denkleminde hareketle türettiği aşağıdaki eşitlik kullanılmıştır.

$$RWI_t = \beta_0 + \beta_1 RWI_{t-i} + \beta_2 INF_{t-i} + \beta_3 UN_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Eşitlik 17’de RWI; reel ücret enflasyonunu, INF; enflasyonu, UN; işsizlik oranını ve ε ; rassal hata terimini, indislerde belirtilen t ; cari dönemi i ; ise bilgi kriterlerince belirlenen optimal gecikme uzunluklarını ifade etmektedir.

Türkiye için yapılacak analiz 1995Q1-2019Q4 dönemini kapsamaktadır. Bu dönemin seçilme nedeni; tüm değişkenler için verilerin sistematik olarak raporlandığı başlangıç tarihinin 1995-2019 dönemini kapsamasıdır. Bu modelde kullanılan değişkenlere ait verilerin modeldeki kullanım şekli ve kaynakları Tablo 1’de gösterilmektedir. İşsizlik oranının 2000 yılı öncesine ait 6 aylık verileri ortalamalar aynı olacak şekilde kuadratik uyarılma yöntemiyle 3’er aylık verilere dönüştürülmüştür. Seriler mevsimsellikten arındırılmıştır.

Tablo 1: Analizde Kullanılan Veriler

Değişken	Simge	Açıklama	Veri Kaynağı
Reel Ücret Enflasyonu	RWI	Reel Ücret Endeksinin Logaritmasının Farkı	OECD
Enflasyon	INF	Tüketici Fiyat Endeksinin Yıllık Yüzde Değişimi	TCMB EVDS
İşsizlik Oranı	UN	İşsiz nüfusun işgücü içindeki oranı	TCMB EVDS

4. ANALİZ VE BULGULAR

Temel eşitlik çerçevesinde Türkiye’de NKWPC’nin varlığını test etmek için birim kök testi, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve ARDL Sınır Testi aşamalarını içeren bir analiz süreci takip edilmiştir. Zaman serileri ekonometrisinde uygun tahmincinin seçiminde serilerin durağanlık analizi için gerçekleştirilen birim kök test sonuçları temel belirleyicidir. Ekonometrik zaman serileri genellikle düzeyde durağan olmamaktadır. Durağan olmayan serilerle yapılacak analizler de sahte regresyon problemine neden olabileceğinden bu durumu dikkate alan alternatif tahmincilerin kullanılması gerekmektedir.

Tablo 2’de ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları özetlenmiştir. Tablodaki bulgular incelendiğinde serilerin genelinin birinci farkta durağan oldukları görülmektedir. Bu sonuçlar durağan olmamayı dikkate alan bir tahminci kullanılmasını gerektirmektedir. Ampirik analizde kullanılan temel regresyon eşitliğinde birden fazla açıklayıcı değişken kullanıldığından ve serilerin I(0) veya I(1) olmalarına imkân sağlayan esnek bir yapı sunan Pesaran *vd.* (2001) tarafından ileri sürülen ARDL sınır testi yöntemi kullanılacaktır.

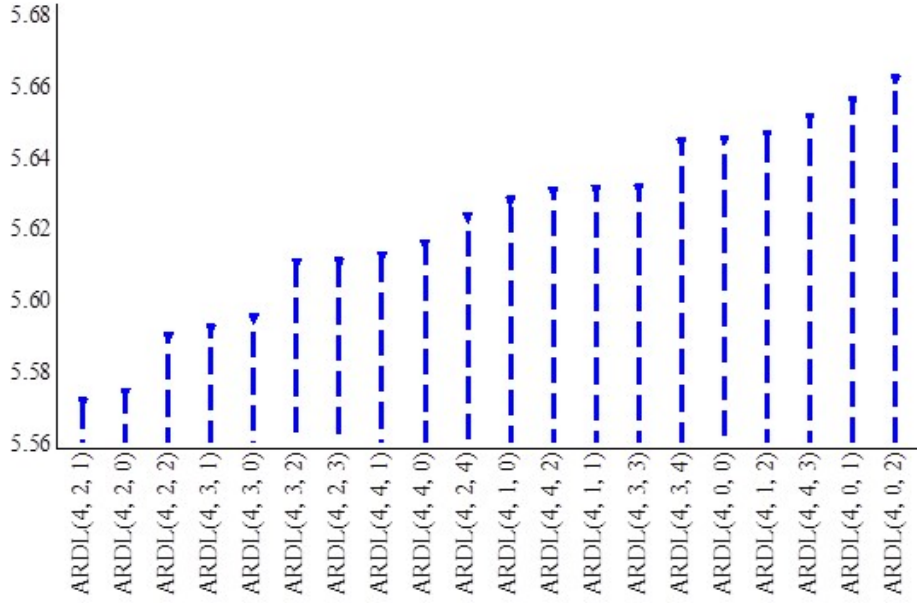
Tablo 2: Birim Kök Test Sonuçları

		Düzyey	
		ADF	PP
<i>RWI</i>	<i>Sabit</i>	-4.303467***	-1.250087
<i>INF</i>		-4.418414***	-2.081841
<i>UN</i>		-1.609978	-1.440128
<i>RWI</i>	<i>Sabit ve Trend</i>	-2.991287	-1.118140
<i>INF</i>		-2.452641	-1.300195
<i>UN</i>		-3.440870*	-2.659241
		Birinci Fark	
		ADF	PP
<i>RWI</i>	<i>Sabit</i>	-2.307051***	-9.798960***
<i>INF</i>		-3.678348***	-7.273314***
<i>UN</i>		-7.636470***	-7.708097***
<i>RWI</i>	<i>Sabit ve Trend</i>	-3.472003**	-9.810333***
<i>INF</i>		-5.247494***	-7.309712***
<i>UN</i>		-7.615204***	-7.688683***

Not: *, ** ve *** ADF ve PP Birim kök testlerine göre durağanlık koşulunun karşılandığı sırasıyla; %10, %5 ve %1 istatistikî anlam düzeylerini belirtmektedir. ADF ve PP, kısaltmaları sırasıyla, Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron'nu ifade etmektedir. Gecikme uzunlukları Akaike (AIC) referans alınarak tespit edilmiştir. PP birim kök testinde spektral tahmin yöntemi olarak Bartlett kernel, bant genişliği Newey-West olarak otomatik seçilmiştir.

Durağanlık sınaması neticesinde analizde kullanılacak serilerin düzeyde durağan olmadıkları tespit edilmiş ve seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ARDL sınır testi yardımıyla incelenmiştir. ARDL Sınır Testi yönteminin uygulanmasında öncelikle uygun gecikme uzunluklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Birim kök testlerinde olduğu gibi burada da AIC tercih edilmiştir. Şekil 2'de AIC değerini minimum yapan en uygun 20 ARDL modeli özetlenmiştir. Tabloya göre en uygun ARDL modelinin gecikme uzunluğu ARDL (4,2,1) olarak hesaplanmıştır.

Şekil 2: Akaike Bilgi Kriterine Göre En İyi 20 ARDL Modeli



ARDL (4,2,1) modelinin tahmin sonuçları ve Diagnostik test sonuçları Tablo 3'de raporlanmıştır. Ramsey RESET testine göre modelde spesifikasyon sorunu bulunmamaktadır. Breusch Pagan Godfrey, ARCH ve White testlerine göre değişen varyans sorunu bulunmamaktadır. Bununla birlikte şüphelere yer bırakmamak adına modelde otokorelasyon ve değişen varyansa karşı dirençli HAC standart hataları raporlanmıştır. Modeldeki ücret enflasyonunun 3'üncü gecikmesi, düzeyde enflasyon, enflasyonun 2'inci gecikmesi ve sabit terim hariç tüm katsayılar düzeyde ve gecikmeli katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 3: ARDL (4,2,1) Modeli Tahmin Sonucu

Değişken	Katsayı	HAC Std Hata	t-İstatistiği
RWl _{t-1}	0.836909***	0.083942	9.970140
RWl _{t-2}	0.216166***	0.047528	4.548156
RWl _{t-3}	0.059850	0.078929	0.758269
RWl _{t-4}	0.307632***	0.058478	-5.260624
INF	0.043828	0.066605	0.658038
INF _{t-1}	-0.092108	0.065435	-1.407624
INF _{t-2}	0.246343***	0.028609	8.610771
UN	1.384230***	0.313437	-4.416300
UN _{t-1}	1.009960***	0.302016	3.344058
Kukla1	13.66574***	0.334558	-40.84715
Kukla2	10.66931***	2.314948	-4.608877
Sabit Terim	2.300832	1.437236	1.600872
Trend	0.031693**	0.012597	2.515794
Diagnostik Test Sonuçları			
Ramsey RESET:	1.289698 [0.2594]		
Breusch-Pagan-Godfrey:	14.34973 [0.2789]		
White:	17.12465 [0.1450]		
ARCH:	0.001003 [0.9747]		
F İstatistiği:	447.0526 [0.0000]		
R ² :	0.98		

Not: *, ** ve *** sembolleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir. Diagnostik test sonuçlarında köşeli parantez içerisinde verilen değerler ilgili test istatistiğinin olasılık değerini ifade etmektedir. Kukla1 ve Kukla2 sırasıyla 1999 ve 2005 dönemlerine ait ekonomik kriz ve açık enflasyon hedeflemesine geçiş dönemlerinin bilgilerini modele dahil etmek amacıyla kullanılmıştır. Kukla değişkenler, modele dışsal olarak dahil edildiğinden uzun dönem tahmininde yer almamaktadır.

ARDL modelinin uygun gecikmelerle tahmin edilmesinden sonra uzun dönem denge/eşbütünlüşme ilişkisini araştırmak amacıyla ARDL sınır testi gerçekleştirilmiştir. ARDL sınır testi sürecinde ilk adım, kısıtsız hata düzeltme modelinin (UECM) tanımlanmasıdır. Bu modelde sınır testi uygulanmıştır. Eşitlik 18 UECM'yi temsil eder.

$$\Delta \ln RWI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^a \beta_{1i} \Delta \ln RWI_{t-i} + \sum_{i=0}^b \beta_{2i} \Delta \ln INF_{t-i} + \sum_{i=0}^c \beta_{3i} \Delta \ln UN_{t-i} + \alpha_0 \ln RWI_{t-1} + \alpha_1 \ln INF_{t-1} + \alpha_2 \ln UN_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Eşitlik 18’de Δ ; fark operatörü, β_0 ; sabit terimi, ε_t ; hata terimini, $\beta_{1,2,3}$ ve $\alpha_{0,1,2}$ katsayıları ifade etmektedir. (a,b,c); Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme uzunluğunu belirtmektedir. Sınır testinde $H_0: \beta_0 = \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ şeklindedir. H_0 hipotezinin kabulü halinde eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Alternatif hipotez $H_1: \alpha_0 \neq \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq 0$ şeklindedir. H_1 hipotezinin kabulü seriler arasında eşbütünleşmenin olduğunu gösterir. Sınır testi sonuçları Tablo 4’de raporlanmıştır. Hesaplanan F istatistik değeri (8.81) hem Pesaran vd. (2001)’in hem de küçük örneklem için kritik değerleri üreten Narayan (2005)’in tablo kritik değerlerinden büyüktür. Bu sonuca göre modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi başka bir deyişle eşbütünleşme vardır.

Tablo 4: ARDL Sınır Testi Sonucu

F-İstatistiği: 8.815305				
[k=2] [n=96]				
		I(0)	I(1)	
		<u>Asimptotik: n=1000</u>		<u>Eşbütünleşme</u>
	1%	6.34	7.52	✓
Pesaran vd. (2001)	5%	4.87	5.85	✓
	10%	4.19	5.06	✓
		<u>Sonlu Örneklem: n=80</u>		
	1%	6.73	8.053	✓
Narayan (2005)	5%	5.067	6.103	✓
	10%	4.307	5.223	✓

Bu testin ardından karşılaşılabilecek şoklar nedeniyle bu ilişkide yaşanabilecek sapmaların hangi hızda ortadan kalkacağına ve tekrar dengeye döneceğini ifade eden hata düzeltme mekanizmasının işleyip işlemediği kısa dönem hata düzeltme regresyonu ile tahminlenmiştir. Kısa dönem hata düzeltme (ECM) eşitliği şu şekildedir.

$$\Delta \ln RWI_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^k \lambda_{1i} \Delta \ln RWI_{t-i} + \sum_{i=0}^l \lambda_{2i} \Delta \ln INF_{t-i} + \sum_{i=0}^m \lambda_{3i} \Delta \ln UN_{t-i} + \delta ECT_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Eşitlik 19’da λ_0 ; sabit terimi, Δ ; fark terimi, $\lambda_{1,2,3}$; kısa dönem katsayıları, δ ; hata düzeltme terimini ve ε_t ; rassal hata terimini göstermektedir. Optimal gecikme uzunlukları (k,l,m) eşitlik 18’de olduğu gibi bilgi kriteri tarafından belirlenmiştir. Analiz bulgularına göre hata düzeltme terimi (ECT) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı ve hata düzeltme mekanizması işlemektedir. ECT katsayısı, dengede meydana gelen bir sapmanın yaklaşık yüzde 19’unun bir dönem sonra kapatılabileceğini göstermektedir. Buna göre bir şok nedeniyle dengeden sapma ortalama olarak yaklaşık 5 dönem içerisinde ortadan kalkacaktır.

Tablo 5: Hata Düzeltme Modelinin Kısa Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği
ΔRWI_{t-1}	0.031616	0.088842	0.355869
ΔRWI_{t-2}	0.247782***	0.080436	3.080477
ΔRWI_{t-3}	0.307632***	0.084813	3.627175
ΔINF_t	0.043828	0.086494	0.506724
ΔINF_{t-1}	0.246343***	0.091053	-2.705489
ΔUN_t	1.384230**	0.678285	-2.040779
Kukla1	13.66574***	3.685753	-3.707721
Kukla2	10.66931**	4.363250	-2.445267
Sabit Terim	2.427603**	0.991852	2.447545
Trend	0.031693**	0.014895	2.127673
ECT_{t-1}	0.194707***	0.037414	-5.204149

Bu araştırmada NKWPC'nin uzun dönemdeki geçerliliği incelenmektedir. Bunun için daha önce sınır testi ile tespit edilen ilişkinin yönü ve istatistiksel anlamlılıkları oldukça önemlidir. ARDL modeline ait uzun dönem katsayıları Tablo 6'de özetlenmiştir. Tablo incelendiğinde enflasyon oranındaki bir birimlik (yüzde bir) artış ücret enflasyonunu ortalama olarak yaklaşık 1.02 birim (yüzde 1.02) arttırmaktadır. İşsizlik oranındaki bir birimlik artış ücret enflasyonunu ortalama olarak yaklaşık 1.92 birim (yüzde 1.92) azaltmaktadır. Bu katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır.

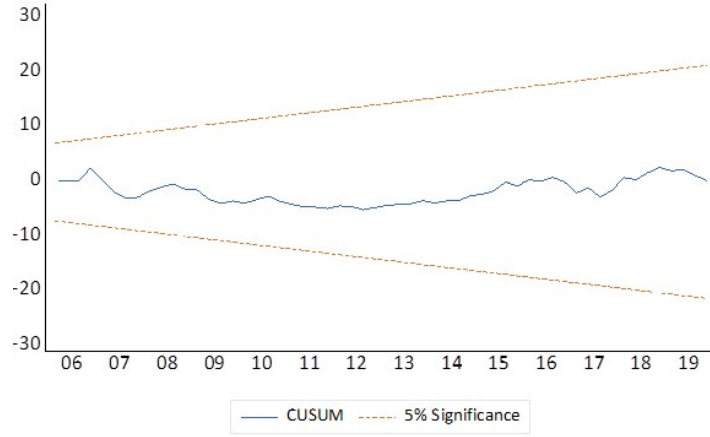
Tablo 6: Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği
Enflasyon Oranı	1.017241***	0.047313	21.50010
İşsizlik Oranı	1.922221**	0.850884	-2.259087

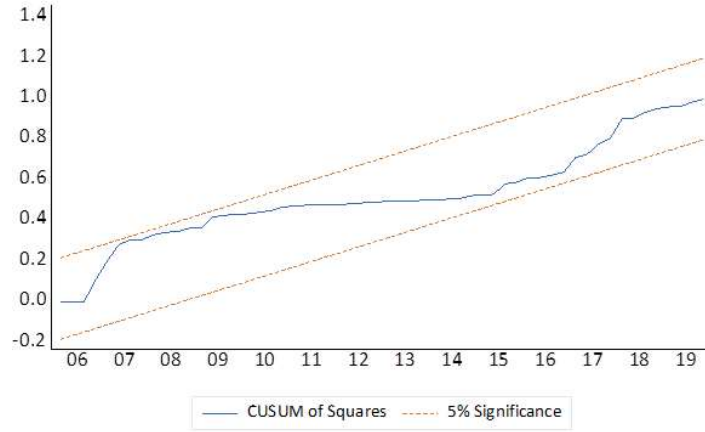
Durum V: Kısıtsız Sabit Terim ve Kısıtsız Trend

Elde edilen bulguların güvenilirliğini test etmek amacıyla Brown vd. (1975) tarafından ileri sürülen CUSUM ve CUSUM of Squares yapısal kırılma testleri kullanılmıştır. Şekil 3'de ardışık hataların birikimli toplamıyla hesaplanan CUSUM test sonucu raporlanmıştır. CUSUM test istatistiği yüzde 5 güven aralığı içerisinde değildir. Modelde bir kırılma yoktur ve parametre tahminleri istikrarlı bir yapıya sahiptir.

Şekil 3: CUSUM Test Sonucu



Şekil 4: CUSUM of Squares Test Sonucu



Ardışık hata karelerinin birikimli toplamıyla hesaplanan CUSUM of Squares testi CUSUM testine göre yapısal değişikliği/kırılmayı yakalamada daha güçlü bir testtir. Bu testin bulguları Şekil 4'teki gibidir. İstatistik değerleride yüzde 5 güven aralığının içerisinde kalmaktadır. Her iki test sonucu birlikte düşünüldüğünde, tahmin edilen parametrelerin herhangi bir yapısal değişime maruz kalmadıkları ve bu açıdan istikrarlı oldukları ileri sürülebilir. Buna göre uzun dönemde, işsizlik oranları ile ücret enflasyonu arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Elde edilen tüm ampirik bulgular; 1995Q1-2019Q4 dönemi için Türkiye ekonomisinde NKWPC'nin varlığını doğrulamaktadır.

5. SONUÇ

Türkiye'de işsizlik ve enflasyon uzun soluklu iki önemli makroekonomik sorundur. Bu iki sorun arasındaki ilişkinin varlığını tespit etmek ve bunun doğasını açıklamak politika yapıcılar açısından önemlidir. Bu ilişkinin varlığını ve doğasını NKWPC ile ortaya koymak amacıyla hazırlanan bu çalışmanın en önemli sonucu; Türkiye'de ücret enflasyonu ile işsizlik oranı arasında ters yönlü ve anlamlı uzun dönemli bir ilişkinin, dolayısıyla NKWPC'nin varlığıdır. Eğrinin varlığı; Türkiye ekonomisinde ücret ve fiyat yapışkanlıkları çerçevesinde oluşan ücretler sonrasında parasal ücretlerdeki değişim oranının işsizlik oranları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu görüşünü desteklemektedir. Ayrıca bu eğri; meydana gelen şoklarla ücret değişimi ile işsizlik arasındaki ilişkinin bozulması sonrasında ekonomik istikrara ulaşma hızı, enflasyon ve işsizlik hedeflemeleri tahminlenirken emek piyasalarındaki yapışkan ücretlerin ve

fiyatların, piyasa başarısızlıklarının ve eksik bilginin etkin olduğu yönünde politika yapıcılara önemli bilgiler de sağlamaktadır.

Bu araştırmanın temel iki kısıtı ise gelecek araştırmacılara yol gösterici niteliktedir. Bu kısıtların ilki analizde kullanılacak serilerin seçilen dönemden daha geriye uzatılamamasıdır. İkincisi ise; doğrusal olmayan analizlere nazaran daha tartışmalı sonuçlar veren doğrusal analizlerin kullanılmasıdır. Bu kısıtlar göz önüne alınarak; gelecek araştırmacıların daha geniş örneklem uzunluğuna sahip veri setleri ile doğrusal olmayan ve/veya yapısal kırılmaları dikkate alan analizler yaparak, eğrinin Türkiye için varlığını bilimsel olarak daha detaylı incelemesi ve ulaşılan sonuçlar daha doğru ve gerçekçi politika önerilmesine ve uygulanmasına olanak sağlayacaktır.

YAZAR BEYANI

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

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

Etik Kurul Onayı

Bu araştırma etik kurul izni gerektiren analizleri kapsamadığından etik kurul onayı gerektirmemektedir.

Yazar Katkıları

Yazarlar araştırmaya eşit katkıda bulunmuştur.

Çıkar Çatışması

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

KAYNAKÇA

- Başta, L. (2019), "Empirical Evidence on the US Labour Market Hysteresis: New Keynesian Wage Phillips Curve (1990-2014)", *Sosyoekonomi*, 27(40), 31-53.
- Brown, R. L., J. Durbinve, J.M. Evans (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 37(2), 149-192.
- Bozdağlıoğlu, Y.U. (2008), "Türkiye'de İşsizliğin Özellikleri ve İşsizlikle Mücadele Politikaları", *Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(20), 45-66.
- Calvo, G.A. (1983), "Staggered Contracts and Exchange Rate Policy", in *Exchange Rates and International Macroeconomics*, University of Chicago Press, 235-258. <https://www.nber.org/chapters/c11381.pdf>, E.T.: 20/11/2019.
- Donayre, L., I. Panovska (2018), "US Wage Growth and Nonlinearities: The Roles of Inflation and Unemployment", *Economic Modelling*, 68(2018), 273-292.
- Erceg, C.J., D.W. Henderson, A.T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281-313.
- Güven, E.A., Y. Ayvaz (2016), "Türkiye'de Enflasyon ve İşsizlik Arasındaki İlişki: Zaman Serileri Analizi", *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), 241-262.
- Gali, J. (2011), "The Return of the Wage Phillips Curve", *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 436-461.
- Korkmaz, A., O. Çoban (2006), "Emek Piyasasında Asgari Ücret, İşsizlik ve Enflasyon Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik Bir Analizi: Türkiye Örneği (1969-2006)", *Maliye Dergisi*, 151(Temmuz-Aralık), 16-22.
- Muto, I., K. Shintani (2014), "An Empirical Study on the New Keynesian Wage Phillips Curve: Japan and the US", *Bank of Japan Working Paper Series*, 1-42.
- Muto, I., K. Shintani (2017), "An Empirical Study on the New Keynesian Wage Phillips Curve: Japan and the US", *The BE Journal of Macroeconomics*, 20(1).

- Narayan, P.K. (2005), "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- López-Villavicencio, A., S. Saglio (2017), "The Wage Inflation-Unemployment Curve at the Macroeconomic Level", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79(1), 55-78.
- Hansen, G. (1985), "Indivisible Labor and the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 309-327.
- Pesaran, M.H. (2015), *Time Series and Panel Data Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M.H., Y. Shin, R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.