

Türkiye Ekonomisinde Milli Gelir ve Ücretler Arasındaki İlişki

The Correlation between National Income and Wage in Turkey Economy

Güller ŞAHİN*
Zeki YILMAZ**

Öz

Yapılan çalışmanın amacı; Türkiye ekonomisinde 2002Q1-2015Q4 örneklem dönemi içerisinde milli gelir ile ücretler arasındaki ilişkiyi incelemektir. Amaç doğrultusunda 56 gözleme ait zaman serisi arasındaki ilişki uzun dönemde Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri, kısa dönemde Hata Düzeltme Modeli kullanılarak çözümlenmiştir. Milli gelir ve ücretler arasındaki uzun dönemli yansıtan ilişki için eşbütünleşme testlerinden elde edilen bulgular, değişkenler arasında bir tane eşbütünleşme denkleminin kurulmasına izin vermiştir. Uzun dönemli ilişkide, değişkenlerin birlikte hareket etme eğiliminde olduğu sonucuna varılmıştır. Ardından eşbütünleşme derecesinin ne olduğunun ve ne kadar hızla gerçekleştiğinin belirlenmesine yönelik Hata Düzeltme Modeli kurulmuştur. Elde edilen -0.391 hata terimleri katsayısı, kısa dönemli dengesizliklerdeki 1 birim sapmanın yaklaşık %4'ünün bir sonraki dönemde düzeldiğini ifade etmiştir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye Ekonomisi, Eşbütünleşme Testleri, Hata Düzeltme Modeli.

Abstract

The objective of the study is to examine the correlation between the national income and wages in Turkey economy within the sampling period of 2002Q1-2015Q4. Toward this objective, the correlation between time series of 56 observation were analysed using Engle-Granger and Johansen cointegration testing in the long term and Error Correction Model in the short term. Findings obtained through cointegration testing for the correlation reflecting long term between the national income and the wages; allow creating a single cointegrated equation among variables. The finding of long term correlation has allowed us to conclude that there was a trend of variables parallel variation. Error Correction Model has been established to determine the degree of consequent cointegration and its speed of occurrence. The obtained -0.391 error term coefficient indicate that approximate %4 of 1 unit deviation on the short term disparity get better in the following period.

Keywords: Turkey Economy, Cointegration Tests, Error Correction Model.

Giriş

Ekonomik büyüme, insanoğlunun dünyada var olmasından beri yürüttüğü ekonomik faaliyetleri içermesi nedeniyle insanlık tarihi kadar eskidir. İnsanlığın gelişmesi genellikle ekonomik göstergelerle ifade edilmeye çalışıldığından, gerek nicel gerekse nitel değişimlerin insan refahını nasıl etkilediği merak edilen ve güncelliğini yitirmeyen bir konu olmuştur. Bu doğrultuda ekonomik faaliyetlerin başlamasıyla birlikte temel üretim faktörü olan emeğin getirisi olan ücretlerle ilgili birçok teori geliştirilmiştir.

Emek faktörünün homojen olarak kabul edildiği Klasik iktisat kuramında, ücretlerin ve istihdam düzeyinin niceliksel olarak emek arzı ve talebi tarafından belirlendiği varsayılmıştır. Neo-Klasik iktisat kuramı ile birlikte emek faktörü heterojen olarak değerlendirilmiş, buna bağlı olarak ücretler ve istihdam düzeyi emeğin verimliliği ile açıklanmaya başlanmıştır. Ardından pek çok iktisadi düşünce tarafından farklı ücret teorileri geliştirilmiştir. Günümüzde

* Doktora öğrencisi, İnönü Üniversitesi SBE İktisat ABD, guller.sahin@dpu.edu.tr

** Yrd. Doç. Dr., Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, zeki.yilmaz@dpu.edu.tr

ise içsel büyüme modelleri ile birlikte iktisadi büyümenin sağlanması, emeğin nitel ve nicel göstergelerine dayalı bileşimleri içermektedir.

Ekonomik büyümede makroekonomik göstergelerden milli gelir, işsizlik, enflasyon, dış ticaret vb. önemli değişkenler olup, nicel olarak hem milli geliri hem de ülkelerin gelişmişlik düzeyini doğrudan etkilemektedir. Kuramsal çerçeve kapsamında söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesine yönelik olarak yapılan uygulamalı çalışmalarda farklı ölçüm yöntemleri geliştirilmektedir. Özellikle ücretlerle diğer göstergeler arasındaki ilişki konusunda Klasiklerden günümüze farklı yaklaşımlar bulunmaktadır. Bu yaklaşımlarda, çoğunlukla, ücretlerdeki artışların milli gelir üzerindeki etkisinin kısa dönemde azaltıcı, uzun dönemde ise artırıcı olduğu yönündeki bulgular ile ücretlerin yapışkanlığı tezleri ayrı çalışma konularını oluşturmuştur.

Milli gelir, bir ekonomide belirli bir zaman dilimi içerisinde, faktör fiyatlarıyla safi milli gelirin ya da üretim faktörlerinin elde ettiği gelirler toplamının bilgisini vermektedir. Bir ülkenin milli geliri ile üretim faktörlerinden ücretler arasındaki ilişki ise, kalkınma için temel gereksinim olan verimlilik ölçütünü etkileyerek değişkenler arasındaki önemli ve somut ilişkileri açıklamaktadır. Bu doğrultuda belirlenen çalışmamızın amacı, Türkiye ekonomisinde 2002Q1-2015Q4 örneklem dönemi içerisinde milli gelir ile ücretler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi incelemektir. Değişkenler arasındaki zaman serisi ilişkisi; uzun dönemde Engle-Granger ve Johansen eşbütünlük testleri, kısa dönemde ise Hata Düzeltme Modeli kullanılarak çözümlenmiştir.

Yazın Taraması

Kuramsal açıdan ücret, büyüme, vergi, enflasyon, istihdam ve yolsuzluk gibi temel makro iktisadi değişkenlerin birbirleriyle etkileşim içerisinde oldukları kabul edilmektedir. Büyümenin nicel göstergesi olarak genel kabul gören milli gelir değişimlerinin ücretler ile etkileşimi, ücretlerin çalışanlar için geçim kaynaklarını oluşturan temel gelir unsuru olması nedeniyle iktisadi ve sosyal açıdan büyük bir öneme sahiptir. Bu bağlamda Türkiye ölçeğinde milli gelir ve ücretler üzerine yapılan uygulamalı çalışmaların azlığı nedeniyle, konu ile ilgili alan yazına katkı sağlamak amacıyla çalışmamızda GSYH ve ücret değişkenleri kullanılmıştır.

Romer (1986)'in yaptığı çalışmada, asgari ücret ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin varlığının analizini sunan bulgulara paralel olarak Fanti ve Gori (2011) yaptıkları çalışmada, emek faktörünün homojen ve heterojen olduğu durumlarda asgari ücret uygulamasının, işsizliğe rağmen eşitliği artırıcı etkisinin yanı sıra ekonomik büyümeyi ve refahı artırıcı etkisinin olabileceğini elde etmişlerdir.

Yukarıdaki çalışmalara benzer nitelikte Prasch (1996) tarafından yapılan diğer bir çalışmada, asgari ücretlerin olumsuz istihdam etkisi varsayımı farklı bir eleştiriyle makroekonomik açıdan incelenmiştir. Araştırma bulgularında, büyüme ve istihdam artışının birlikte elde edilebileceği görülmüştür. Cahuc ve Michel (1996) içsel büyüme modeli ile birlikte asgari ücret mevzuatının, ekonomik performans üzerindeki sonuçlarını inceledikleri çalışmada, söz konusu mevzuatın beşeri sermaye birikimini daha fazla uyararak büyüme üzerinde olumlu etkileri olabileceğini elde etmişlerdir. Ayrıca asgari ücret ile uyarılan vasıfsız işgücündeki düşük talebin, beşeri sermaye birikiminde işçiler için bir teşvik oluşturabileceği belirtilmiştir. Elde edilen bu bulgular, A. Smith ve K. Marx gibi politik ekonominin klasik okula mensup iktisatçıları tarafından açıklandığı gibi, asgari ücretin kolektif olarak düzenlenmesinin işgücü piyasalarının işleyişi için gerekli olan ön koşul olduğunu da göstermektedir. Böyle bir düzenleme olmaksızın sermaye ve işgücü arasındaki yapısal güç asimetrisinin bir sonucu olarak, ücretler üzerinde kalıcı düşüş baskısı olabilecektir.

Irmen ve Wigger (2002) tarafından yapılan çalışmada ücret, tasarruf ve büyüme arasındaki bağlantıyı vurgulayan sermaye hareketliliği içsel büyüme modeli ile asgari ücretin, küresel ekonomik büyümeyi nasıl etkilediği sorusuna yanıt aranmıştır. Öncelikle asgari ücretin, büyüme için bir uyarıcı ya da bir engel olup olmadığını göstermek amacıyla teknoloji ve tercihler üzerine koşullar belirlenmiştir. Teknoloji, fonksiyonel küresel gelir dağılımının yanı sıra asgari ücretten kaynaklanan işsizliğin ortaya çıkması ile ilişkili etkileri nedeniyle önemli görülmüştür. Bulgular, -emek ve sermaye faktörünün birbirini tamamladığı varsayımı altında-piyasadaki mevcut orandan daha yüksek olarak belirlenmiş asgari ücret düzeyinin ekonomik büyüme ile uyumlu olabileceğini göstermiştir. Ulusal tasarruf eğilimlerindeki farklılıkların, sadece asgari ücret ile ilişkili büyüme etkisinin gücünü etkilemediği aynı zamanda asgari ücretin yönünü de belirlediği söylenmiştir.

Ravn ve Sørensen (2002) çalışmalarında işgücü piyasasındaki bozulmanın, uzun dönemde ekonominin büyüme performansını nasıl etkilediğini analiz etmişlerdir. Kurulan modelde büyüme; beceri oluşumu, okul yoluyla kazanılan beceriler ve vasıfsız işçilerin eğitim aracılığıyla ele alınmıştır. Sonuçlar, genel olarak, asgari ücret düzeyinin etkisinin uzun dönemde büyüme üzerinde belirsiz olduğunu göstermiştir. Bu durumun nedeni olarak asgari ücretin okulu teşvik ederken, eğitimi zorlaştırması belirtilmiştir. Asgari ücretin büyüme üzerindeki net etkisinin, eğitimin işgücü verimliliğindeki uzun dönemli artışlara hâkim olmasına bağlı olduğu vurgulanmıştır.

Askenazy (2003), açık ekonomide içsel büyüme modelini kullanarak, yenilikçi bir ülke için büyüme üzerinde asgari ücretin etkisini incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, açık bir ekonomide asgari ücretin üretimden Ar-Ge çalışmalarına geçtiğini ortaya koymuştur. 11 OECD ülkesi kapsamında yapılan uygulamalı çalışma, asgari ücret düzenlemelerinin büyümeyi artırmada önemli olduğunu göstermiştir. Asgari ücretin refah üzerindeki etkisinin belirsiz olmasının ise işsizliğe neden olduğu varsayılmıştır.

Korkmaz (2004) iktisadi ve sosyal açıdan Türkiye’de asgari ücret politikasını ele almıştır. Bulgulara, asgari ücret politikasının gelir dağılımı açısından sosyal amaçlara tam olarak ulaşamadığı görülmüştür. Çalışmada politika yapımcılarının kalkınma, gelir dağılımı, sosyal politika konularındaki temel tercihlerinin ve açmazlarının, amaçlara ulaşamamada sorun olduğu vurgulanmıştır. Diğer sorunlar asgari ücretlerin yeterli olmaması, düşük gelir gruplarının fakirlik sınırının altında yaşadığının bilinmesine rağmen etkin önlemler alınmaması, Asgari Ücret Tespit Komisyonu’nun kararlarında hükümetlerin etkinliklerinin asgari ücretlerin düşük belirlenmesinde etken olduğu ve sadece enflasyona endeksli bir belirleme yönteminin seçildiği ifade edilmiştir.

Kuştepel ve Halaç (2004) tarafından yapılan çalışmada Türkiye’nin gelir dağılımı fonksiyonel, kişisel, sektörel ve bölgesel olmak üzere dört kategoride karşılaştırmalı olarak analiz edilmiştir. Fonksiyonel gelir dağılımına dayalı elde edilen sonuçlarda; kentsel ve kırsal alan gelir farklılıklarının birbirine yaklaşması, kırsal alanlarda tarıma dayalı sanayi kuruluşlarının kurulması ve yeni iş imkânları yaratılması, göçün engellenmesi, mevcut eğitim kalitesi farklılıklarının giderilmesi salık verilmiştir. Kentsel kesimde maaş, ücret ve yevmiye gelirlerinin; kırsal kesimde ise müteşebbis gelirlerinin ağırlıklı olması elde edilen diğer bir sonuç olmuştur.

Güneş (2007) yaptığı çalışmada Türkiye ekonomisi için imalat sektöründe emek verimliliği ile reel ücretler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisi eşbütünleşme testi, uzun dönem dengesinden kısa dönemde ortaya çıkan sapmaların etkisi ise Hata Düzeltme Modeli kullanılarak yapılmıştır. Bulgulara, emek verimliliğindeki değişmelerin reel ücretleri hem kısa hem de uzun dönem dengesi açısından etkilediğine ulaşılmıştır.

Güven vd. (2011) 1969-2008 dönemi için Türkiye örneğinde asgari ücret ile istihdam arasındaki ilişkileri, Toda-Yamamoto yöntemi ve etki-tepki fonksiyonları kullanarak incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre; asgari ücret uygulamalarının, istihdamdaki değişimin nedeni olmadığı ve asgari ücretteki değişimlere istihdamın istatistiksel olarak anlamlı tepkiler vermediği görülmüştür.

Öztürk ve Ozansoy (2011) tarafından yapılan çalışmada Türkiye temelinde ücret gelirleri üzerindeki vergi yükü ele alınmıştır. Araştırma bulguları, ücret gelirleri üzerindeki vergi yükü bakımından üretimde ve istihdamda vergi yükünün ağır olduğunu göstermiştir. Bu bulgu doğrultusunda yeni yatırımların engellendiği, kayıt dışılığın arttığı, ekonomik rekabet gücünün ve istihdam artışının zayıflatıldığı ifade edilmiştir.

Özdemir vd. (2012) Türkiye emek piyasasında 1978-2010 dönemini dikkate alarak işsizlik oranı, asgari ücret, enflasyon ve milli gelir arasındaki ilişkileri analiz etmişlerdir. Eşbütünleşme sonuçlarında, uzun dönemde asgari ücret ve enflasyon artışlarının işsizliği artırdığı, milli gelir artışlarının ise işsizliği azalttığı bulunmuştur. Hata Düzeltme Modeli sonuçlarında, kısa dönemde değişkenler arasında meydana gelen sapmaların uzun dönemde denge düzeyine yaklaştığı tespit edilmiştir.

Ay (2012) tarafından yapılan çalışmada, Türkiye’de işsizlik sorunun nedenlerini ortaya koymak, soruna yönelik uygulanan politikaları tartışmak ve işsizlik sorununu gidermek için hangi istihdam politikalarının daha uygun olacağını belirlemek amaçlanmıştır. Araştırma sonuçlarına göre, işsizlik temel olarak yapısal sorunlar, yüksek işgücü maliyetleri ve istihdam yaratmayan büyüme olmak üzere üç başlık altında ele alınmıştır.

Kargı (2013) çalışmasında, Türkiye ekonomisinin 2005Q1-2012-Q3 dönemi verileri ile zaman serileri yöntemine başvurarak, asgari ücretin, ücret yapışkanlığı etkilerini analiz etmiştir. Sonuçlarda, asgari ücretin, yoksulluk sınırı ile arasındaki yüksek makasla birlikte, açıklık sınırının üzerine çıkmış olduğu; enflasyonla karşılıklı bir etkileşim içinde olmadığı ve GSYH artışları tarafından yeterince desteklenmediği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca yüksek işsizlik oranları nedeniyle, düşük asgari ücretin, piyasalardaki cari ücret düzeyini aşağı çektiği ve asgari ücret istihdamının giderek artan yönde olduğu belirtilmiştir.

Sunal ve Alp (2015) 1987-2012 zaman dilimine ait verileri kullanarak, reel asgari ücretler ve reel GSYH büyüme oranları arasında; nominal asgari ücretler ile enflasyon arasında bir ilişki olup olmadığını Granger nedensellik yöntemi ile test etmişlerdir. Bulgular reel GSYH büyüme oranlarının, reel asgari ücretlerin büyüme oranlarının tek yönlü; nominal asgari ücretlerin, büyüme oranları ile enflasyonun iki yönlü nedenseli olduğunu göstermiştir.

Ampirik Analiz

Yapılan çalışmanın amacı; Türkiye ekonomisinde 2002Q1-2015Q4 örneklem dönemi içerisinde milli gelir ile ücretler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi incelemektir. Amaç doğrultusunda 56 gözleme ait zaman serisi arasındaki ilişki, Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri ve Hata Düzeltme Modeli kullanılarak çözümlenmiştir.

Yöntem

Çalışmamıza temel oluşturan milli gelir ve ücret veri setine ait özelliklerin belirlenmesi aşamasında öncelikle yapısal kırılmanın olup olmadığına bakılmış, ardından kurulan eşbütünleşme modelleri için değişkenlerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi amacıyla birim kök sınamaları yapılmıştır. Değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmeme

eğilimini gösteren eşbütünleşme modellemelerini takiben, değişkenlerde kısa dönemli denge ilişkisinden sapmaların olup olmadığını araştırmak için Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model / ECM) kurulmuştur.

Eğim değişimli yapısal kırılma

Ücretleri temsil eden veri seti 2010Q3 döneminde gösterdiği yapısal kırılma nedeniyle, kırılma zamanının bilindiği tekli yapısal kırılmalı Model B (ikinci tip) içerisinde yer almıştır (bkz. Şekil 1). Model B, bir zaman serisinin eğiminde meydana gelen bir değişimin söz konusu serinin zaman içerisinde göstermiş olduğu seyrin kırılma zamanından (T_b) sonra eğimindeki değişmeyi de kapsayacak şekilde devam etmesini ifade etmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 403-4).

Perron (1989) yaklaşımı, kırılma zamanının bilindiği ve tek bir kırılmanın olduğu varsayımı altında H_0 yokluk ve H_1 alternatif hipotezlerini Denklik 1 içerisindeki gibi dikkate alır. Buna göre H_0 yokluk hipotezi altında Model B aşağıdaki şekilde gösterilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 404):

$$\gamma_t = \mu + \gamma_2 DVU_t + \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklik 1'de kukla değişken $t > T_b$ için $DVU_t = 1$ değerini alırken, $t \leq T_b$ için $DVU_t = 0$ değerini almaktadır. Serideki eğimi yansıtan kukla değişken DVU_t , kırılma zamanı olan T_b 'den sonra büyüyecektir. Büyüme oranı üzerindeki etkiyi gösteren eğim kukla değişken katsayısı ise γ_2 'dir. Büyüme oranı, $T_b + 1$ 'den sonra $\mu + \gamma_2$ 'ye eşitlenecek dolayısıyla stokastik trendin eğimi değişecektir. Denklik 1 içerisinde yer alan Model B'nin biçimi, eğimde görülen tekli kırılma yapısını yansıtırken aslında trend fonksiyonu etrafında durağan bir yapıya sahip olduğu anlamına da gelmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 404-5).

Birim kök sınamaları

Zaman serisi çalışmalarında değişkenin durağan bir yapıya sahip olmaması, otokorelasyonun önemli ölçüde sıfırdan sapmasına, gecikmeler arttıkça sıfırdan uzaklaşılmasına ve sahte regresyon sorununa neden olmaktadır. Çalışmamızda eşbütünleşme modellerinde kullanılacak değişkenlerin durağanlık derecelerini belirlemek için Augmented Dickey Fuller (ADF / 1979) ve Phillips-Perron (PP / 1988) birim kök sınamaları yapılmıştır.

Basit bir AR (1) süreci göz önünde bulundurulduğunda Denklik 2 aşağıdaki şekilde oluşturulur:

$$\gamma_t = \rho\gamma_{t-1} + \theta_t\delta + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklikte gösterilen θ_t sabit terim veya sabit terim & trend dışsal açıklayıcı değişkenleri, ρ ve δ tahmin edilen parametreleri, ε_t hata terimini içeren beyaz gürültüyü simgelemektedir. $|\rho| \geq 1$ olduğunda γ durağan olmayan bir seridir. Bu durumda γ 'nin varyansı zamanla artar ve sonsuza yaklaşır. $|\rho| < 1$ ise γ trend durağan bir seridir. Bu nedenle, durağanlık hipotezi ρ 'nin mutlak değerinin birden küçük olup olmadığı test edilerek değerlendirilebilir. Buna göre zaman serisinin durağanlık sınamasında Dicker-Fulley (DF / 1979) testi; $H_0: \rho = 1$ yokluk hipotezine karşı, $H_1: \rho < 1$ alternatif hipotezin test edilmesi sürecidir. Yokluk hipotezinin kabul edilme durumu, serinin birim köke sahip olduğunu ve durağan bir yapıya sahip olmadığını ifade etmektedir. Durağan olmayan bir seri, rassal yürüme (random walk) niteliği sergilemektedir.

Rassal yürüme özelliği gösteren serinin durağan hale getirilme işlemi, denklemin her iki tarafından γ_{t-1} çıkarıldıktan sonra Denklem 2 tahminine göre yürütülmektedir:

$$\gamma_t = \partial\gamma_{t-1} + \theta_t\delta + \varepsilon_t \quad (3)$$

$\partial = \rho - 1$ ile gösterilir ve yokluk hipotezi ile alternatif hipotez aşağıdaki şekilde yazılır:

$$H_0: \partial = 0$$

$$H_1: \partial < 0 \quad (4)$$

Fark işlemi uygulanan serinin birim kök içermediği varsayımında; H_0 yokluk hipotezi reddedilirken, H_1 alternatif hipotezi kabul edilmekte ve seri durağan hale gelmektedir. Hipotezler geleneksel t oranı kullanılarak değerlendirilir:

$$t_{\partial} = \hat{\partial}/(se(\hat{\partial})) \quad (5)$$

Denklik 5'te yer alan $\hat{\partial}$, ∂ 'nın tahmini değerini; $se(\hat{\partial})$ ise standart hata katsayısını göstermektedir.

Yukarıda açıklanan basit bir DF testi, serilerin temel birim kök sınamaları için geçerlidir. Eğer seriler daha yüksek mertebeden gecikmeye sahip ise, ε_t beyaz gürültü bozuklukları varsayımı ihlal edilmektedir. Bu durumda ADF testi işlerlik kazanarak, γ zaman serisinin AR(p) işlemini takip ettiği varsayılarak yeniden düzenlenmektedir. Regresyon testinin sağ tarafına bağımlı değişkenin ρ gecikmeli fark terimleri eklenerek üst düzey ilişki için parametrik düzeltme oluşturulur:

$$\gamma_t = \partial\gamma_{t-1} + \theta_t\delta + \beta_1 \gamma_{t-1} + \beta_2 \gamma_{t-2} + \dots + \beta_{\rho} \gamma_{t-\rho} + \vartheta_t \quad (6)$$

Genişletilmiş gösterim Denklik 5 içerisindeki t oranını temel alarak, Denklik 4'te yer alan hipotezleri test etmek için kullanılır. ∂ için t oranının asimptotik dağılımında ulaşılan önemli sonuçlar, ADF regresyonuna dâhil gecikmeli birinci farklar sayısından bağımsızdır. Otoregresif (AR) süreci izleyen γ varsayımı kısıtlayıcı görünse de, ADF testi hareketli ortalama (MA) bileşeninin varlığında asimptotik olarak geçerlidir ve yeterli sayıda gecikmeli fark terimlerini sağlayarak regresyon testine dâhil edilir.

ADF birim kök sınamalarında hata terimlerinin bağımsız, sabit varyanslı ve normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır. Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen yöntem ise; birim kökün varlığını test ederken serisel ilişkinin kontrolünde parametrik olmayan alternatif bir model önerirken, ADF'nin varsayımlarını yumuşatmaktadır. PP yöntemi, Denklik 3 içerisinde yer alan genişletilmemiş DF test eşitliğini varsayar ve test istatistiğinin asimptotik dağılımını etkilemeyen serisel ilişkinin ∂ katsayısının t oranını değiştirir. PP testi, istatistik üzerine dayalı olarak aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$\varphi_{\partial} = t_{\partial} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} \left(\frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\partial}))}{2f_0^{1/2}s} \right) \quad (7)$$

Denklik 7'de gösterilen $\hat{\partial}$, tahminciyi; t_{∂} , ∂ 'nın t oranını; $se(\hat{\partial})$ standart hata katsayısını; s , regresyon testinin standart hatasını simgelemektedir. γ_0 , Denklik 3'te yer alan hata varyansının tutarlı bir tahminidir (k , regressör sayısıdır ve $((T - k)s^2/T)$ olarak hesaplanır). f_0 İse frekansı sıfır kalıntılı bir tahmincidir.

PP testi yapılırken olası iki seçenek vardır. İlk olarak, regresyon testine sabit terim ve sabit terim & trend bileşenlerinin dahil edilip edilmeyeceği belirlenir. İkinci olarak, f_0 tahmincisi için bir yöntem seçilir. f_0 için tahminciler, toplam-kovaryansların çekirdek tabanı ya da otoregresif yoğunluk tahmini üzerine dayalıdır.

t Oranı değiştirilmiş PP'nin asimptotik dağılımı, ADF istatistik değeriyle aynıdır. Test için MacKinnon alt-kuyruk kritik ve p-değerlerine bakılır.

Eşbütünleşme testleri

Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini incelemek üzere test sürecine Engle ve Granger (1987), Phillips ve Ouliaris (1990) tarafından artık–temelli testler, Hansen (1992) tarafından istikrarsızlık testi ve Park (1992) tarafından değişkenler testi eklenmiştir. Önemli bir eksiklik ise, Johansen (1991, 1995) tarafından maksimum olabilirlik yaklaşımı adıyla eşbütünleşme testine ilave edilmiştir.

Engle-Granger yöntemi; analize dâhil olan iki değişkenin (y_t ve x_t) birinci fark düzeylerinde bütünleştiğinin ve değişkenler arasında bir denge ilişkisinin olup olmadığının bilgisini vermektedir. Yöntemde I(1) şeklindeki iki değişkenin CI(1,1) derecesinde bütünleşik olup olmadığı test edilmektedir. Söz konusu bu bütünleşik ilişkiye iki aşamada ulaşılmaktadır (Kutlar, 2005: 357-8):

1. Değişkenlerin kendi dereceleri için ön teste tabi tutulması: Eşbütünleşme için değişkenlerin aynı derecede bütünleşik olmaları zorunludur.
2. Uzun dönem denge ilişkisinin tahmin edilmesi: Birinci aşamadaki sonuç y_t ve x_t değişkenleri için I(1) ise uzun dönem tahmini aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \mu_t \quad (8)$$

Şayet değişkenler bütünleşik ise, Olağan En Küçük Kareler yöntemi (Ordinary Least Squares / OLS) β_1 ve β_2 parametreleri arasında yüksek derecede uyumlu olmaktadır. μ_t , Uzun dönem ilişkisinin bozucu terimini simgelemektedir. Bu uzun dönem dengesindeki sapmanın durağan olduğu elde edilirse, y_t ve x_t serileri CI(1,1) derecesinde bütünleşik bir yapıyı göstermektedir. Bozucu terimin bütünselliğinin derecesini anlamak için ADF denklemi kullanılır:

$$\mu_t = \partial_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \partial_{i+1} \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$2 \leq \partial_1 < 0$ İse kalıntılar durağan, y_t ve x_t serileri arasında CI(1,1) şeklinde eşbütünleşme vardır şeklinde yorumlanır (bkz. Tablo 2).

Engle ve Granger (1987) düzey değerlerinde durağan olmayan zaman serilerinin aynı dereceden bütünleşik doğrusal bir birleşiminin durağan olabileceğine dikkat çekmiştir. Buna göre modelde kullanılan değişkenler arasında eğer sabit doğrusal bir birleşim durumu mevcutsa, durağan olmayan zaman serisinde eşbütünleşme olduğunu söylemişlerdir. Söz konusu sabit doğrusal birleşim 'eşbütünleşme denklemi' olarak adlandırılmakta ve değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olarak yorumlanmaktadır. Eşbütünleşme için Engle-Granger kalıntı-temelli testler, değişkenler aynı dereceden bütünleşik olduğunda uzun dönemli denge ilişkisini gösteren eşbütünleşme regresyon modeli statik bir OLS tahmincisi ile elde edilmekte ve kalıntılara birim kök testleri uygulanmaktadır.

Johansen'in geliştirdiği yöntemde, aynı dereceden durağan olan serilerin denklem sisteminde yer alan her bir değişkenin düzey ve gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR (Vector Auto Regression)–tabanlı eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Johansen eşbütünleşme testi, aşağıdaki şekilde ρ gecikme sayısına sahip VAR denklem sistemine dayanır:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + \beta \tau_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklikte yer alan $Y_t = [y_t \ x_t]$, modelimize temel oluşturan değişkenler vektörünü; bu vektör içerisinde yer alan y_t , durağan olmayan değişkenlerin n vektörünü; $\beta \tau_t$, deterministik

değişkenler vektörünü; μ , sabit terimler vektörünü; ε_t , hata terimleri vektörünü temsil eden simgelerdir. Hata terimleri vektörünün normal dağılımlı ve sıfır ortalamalı, ayrıca ortak varyans (Ω) matrisinin artı değerli sonlu yapıda olduğu varsayılmaktadır, $\varepsilon_t = [\varepsilon_y \ \varepsilon_x] \sim N(0, \Omega)$. VAR denklemi düzenlenerek yeniden yazıldığında Denklik 11 elde edilmektedir:

$$\gamma_t = \Pi \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \gamma_{t-i} + \beta \tau_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^{\rho} A_i \quad I \quad (12)$$

$$\Gamma_i = \sum_{j=i+1}^{\rho} A_j \quad (13)$$

$\equiv 1$ L , fark işlemcisi konumundadır. Π , $n \times n$ boyutlarında uzun dönem çarpan ya da katsayı matrisini ve Γ , kısa dönem tepki matrisini belirtmektedir. I , $n \times n$ birim ve A_i , VAR katsayı matrisini simgelemektedir. Katsayı matrisi Π , $0 < r < n$ şeklinde indirgenmiş rank (r) içeren yapıdaysa, her biri r rank koşulu altında, $n \times r$ boyutlarında geri besleme katsayıları matrisi (α) ve $n \times r$ boyutlarında uzun dönem katsayı matrisi (β) söz konusu olmaktadır. (α) ECM uyarılama parametrelerini kapsamaktadır. r , eşbütünleşme ilişki sayısını; β 'nin her bir sütunu ise eşbütünleşik bir vektörü ifade etmektedir.

Eşbütünleşme testi Johansen (1988, 1991), Johansen ve Juselius (1990) tarafından açıklandığı gibi en yüksek olabilirlik yöntemleri tarafından tahmin edilmektedir. $r > 1$ olması durumunda, Johansen ve Juselius (1992, 1994) kısıtlanmamış β vektörlerinin doğrusal bileşimleri elde edilerek her bir vektör üzerine ($r - 1$) tam tanımlama kısıtı ve normalleştirme işlemi uygulanarak olasılık fonksiyonunu değiştirmeksizin ilgili vektörlerin tanımlanabileceğini ortaya koymaktadır. Bu koşulun gerçekleşmesi halinde eşbütünleşme testine ait standart hatalar elde edilebilecektir. Her bir vektöre daha fazla kısıtın uygulanması tahmin süreci olabilirlik oranı (LR) istatistiklerini kullanan aşırı tanımlama kısıtları ile gerçekleştirilmektedir. Johansen (1995), eşbütünleşme vektörlerinin uygulanan kısıtlar tarafından tanımlanması durumunda, tahmin edilen eşbütünleşik katsayılar için standart hataların hesaplanabileceğini göstermektedir.

Hata düzeltme modeli

Granger (1988), değişkenler arasında eşbütünleştirici bir vektör olduğunda, kurulan modelde en azından tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin de olabileceğini ifade etmektedir. ECM, serilerin uzun ve kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapmayı ve nedensellik çözümlemesinin gerçekleştirilmesini sağlamaktadır. ECM'ye ait formüller aşağıdaki denklikler içerisinde gösterilmiştir:

$$\gamma_{2,t} = \beta \gamma_{1,t} \quad (14)$$

$$\gamma_{1,t} = \alpha_1 (\gamma_{1,t-1} \quad \beta \gamma_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (15)$$

$$\gamma_{2,t} = \alpha_2 (\gamma_{2,t-1} \quad \beta \gamma_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t} \quad (16)$$

Sağ taraftaki değişken hata düzeltme terimini göstermektedir. Hata düzeltme terimi, eşbütünleşme eşitliğinden elde edilen kalıntıların bir gecikmeli değerini yansıtmakta ve uzun dönem dengesinde sıfır olmaktadır. Uzun dönem dengesinden sapma γ_1 ve γ_2 ile gösterilir ve hata düzeltme terimi sıfırdan farklı bir değer olarak, her bir değişken için denge ilişkisini kısmi olarak yeniden ayarlar. α_i Katsayısı ise, dengeye doğru i 'inci içsel değişken ayarlama hızını ölçmektedir.

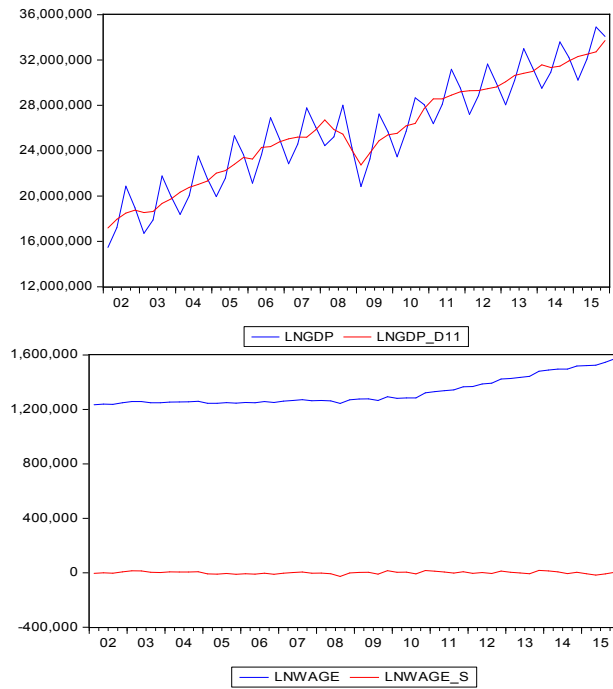
Veri Seti ve Özellikleri

Yapılan çalışmada harcamalar yöntemiyle hesaplanan GSYH (1998 yılı sabit fiyatlarla, bin TL) ve ücret (sabit, bin TL) değişkenlerine ait veri seti kullanılmıştır. 2002Q1-2015Q4 örneklem dönemini kapsayan veri seti, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden elde edilmiştir. Üçer aylık gözlem sıklığı altında analize dâhil edilen değişkenler, daha geniş bir veri seti kullanımını ve daha yüksek bir serbestlik derecesini olanaklı kılmıştır.

Değişkenler arasındaki olası ilişkilerin tahmin işlemlerine ait çözümler EViews 9 ekonometrik paket programı içerisinde gerçekleştirilmiştir. Düzey değerlerinde üstel büyüme özelliği gösteren serilerin doğrusal hale getirilmesi, değişen varyans sorununun ortadan kaldırılması ve aykırı gözlemlerin etkilerinin azaltılması için GSYH ve ücret değişkenlerinin logaritmaları alınmıştır.

GSYH değişkenine ait veri seti, mevsimsellik özelliği göstermesi nedeniyle EViews 9 programı içerisinde yer alan CENSUS X-13 ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Ücretleri temsil eden veri seti ise 2010Q3 döneminde gösterdiği yapısal kırılma nedeniyle, kukla değişken kullanılarak analiz içerisinde yer almıştır.

Lngdp ve lnwage sırasıyla; logaritması alınmış ve mevsimsellikten arındırılmış milli geliri, logaritması alınmış ve kukla değişkenli ücretleri temsil etmektedir. Değişkenlerin zaman serisi grafikleri Şekil 1 içerisinde aktarılmıştır:



Şekil 1: Değişkenlere Ait Zaman Serisi Grafiği

Bulgular

Değişkenlere ait ADF ve PP birim kök sınaması sonuçları sabit terim ve sabit terim & trend içeren modeller dikkate alınarak Tablo 1'de yer almaktadır. Düzey değerlerinde yapılan birim kök sınaması bulguları, H_0 yokluk hipotezinin lngdp değişkeni için reddedildiğini, lnwage değişkeni için ise reddedilemediğini göstermektedir. Her iki değişkene ait serilerin birinci farkları alındığında ise değişkenlerin 0.05 anlam düzeyinde birim kök içermediği görülmektedir.

Tablo 1: Birim Kök Sınama Bulguları

Değişkenler	ADF		PP	
	ADF _c	ADF _{c&t}	PP _c	PP _{c&t}
lngdp	-0.65(0)	-2.66(1)	-0.65(0)	-2.36(1)
lnwage	-3.26(4)*	-3.27(4)	-5.32(3)*	-5.27(3)*
Δlngdp	-5.45(0)*	-5.37(0)*	-5.43(2)*	-5.35(2)*
Δlnwage	-4.15(3)*	-4.05(3)*	-26.93(28)*	-26.38(28)*

Not: *, 0.05 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler Schwarz Info Criterion (SIC) gecikme uzunluğunu ve Newey-West bant genişliğini göstermektedir. 0.05 Kritik değerleri sabit terimli modellerde -2.91, sabit terimli ve trendli modellerde -3.49'dur. Δ, simgesi ise fark işlemcisidir.

Serilerin I(1) düzeyi için ADF ve PP birim kök sınama bulgularında, Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri için temel kısıt olan 'değişkenlerin aynı derecede durağanlığa sahip olması gerektiği' varsayımı, serilerin birinci fark düzeylerinde elde edilmiştir. Birinci farklarında durağan olan değişkenler ortak hareket içerisinde olduklarından, eşbütünleşme çözümlenmeleri yapılarak değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı incelenmiştir.

Değişkenlerin kalıntı serilerine uygulanan ADF birim kök sınama test sonuçlarından elde edilen bulguya göre, kalıntıların düzey değerlerinde birim kök içermediği görülmüştür. Kalıntılara ait birim kök sınama bulguları Tablo 2 içerisine aktarılmıştır:

Tablo 2: Kalıntıların Birim Kök Sınama Bulguları

Test İstatistik Değerleri	t-istatistik	Olasılık*
ADF _{test ist.}	-4.033306	0.0001
Test Kritik Değerleri:		
	%1	-2.611094
	%5	-1.947381
	%10	-1.612725

Tablo 3 içerisinde sunulan Engle-Granger eşbütünleşme test bulguları, GSYH ve ücret değerlerinin eşbütünleşik olduğu hipotezinin 0.05 anlam seviyesinde reddedilemediğini göstermektedir. Tablo 2 ve Tablo 3 birlikte değerlendirildiğinde Engle-Granger yöntemine göre, GSYH ve ücret değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve değişkenlerin birlikte hareket etme eğiliminde olduğu görülmektedir.

Tablo 3: Engle-Granger Eşbütünleşme Test Bulguları

Eşbütünleşme denklemleri	Gecikme Sayısı ^a	Olasılık Değeri	ADF İstatistiği	%5 McKinnon Kritik Değeri
lnwage=f(lngdp)	3	0.012*	-4.03	-3.74
lngdp=f(wage)	0	0.000*	-5.48	

Not: ^a, SIC'a göre belirlenmiştir.

Johansen eşbütünleşme yönteminin uygulanabilmesi için en uygun VAR modeline karar verilmesi gerekmektedir. Bu amaçla öncelikle kısıtsız bir VAR modeli tahmin edilerek uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Bu amaçla tahmin edilen VAR denklemleri için Likelihood (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (SIC), Hannan-Quinn (HQ) bilgi ölçütleri göz önüne alınarak uygun gecikme uzunluğu 4 olarak bulunmuştur.

Tablo 4: Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
------------------	----	-----	-----	-----	----

0	NA	4.17e+19	50.85318	50.93510*	50.88339
1	10.64095	3.85e+19	50.77321	51.01895	50.86383*
2	4.408875	4.14e+19	50.84323	51.25281	50.99427
3	12.30607*	3.56e+19	50.68744	51.26085	50.89890
4	8.070490	3.40e+19*	50.63612*	51.37337	50.90799
5	4.199168	3.63e+19	50.69094	51.59202	51.02323
6	3.651237	3.93e+19	50.75528	51.82019	51.14799
7	1.945124	4.52e+19	50.87186	52.10060	51.32498
8	7.937609	4.13e+19	50.75261	52.14519	51.26615
9	3.442240	4.49e+19	50.79523	52.35164	51.36919
10	5.324979	4.47e+19	50.73923	52.45948	51.37361
11	1.134030	5.43e+19	50.86858	52.75265	51.56337
12	2.594491	6.16e+19	50.91049	52.95839	51.66569

Not: *, en düşük bilgi ölçütünü gösteren gecikme uzunluğunu simgelemektedir.

Uygun gecikme uzunluğunun bulunmasının ardından elde edilen Johansen eşbütünlüme test bulguları Tablo 5 içerisinde gösterilmektedir. Sonuçlara göre, iz ve maksimum özdeğer istatistikleri, değişkenler arasında bir tane eşbütünlüme denkleminin kurulmasına izin vermektedir. Belirtilen her iki istatistik değerine göre, değişkenler arasında eşbütünlüme ilişkisinin olmadığı H_0 yokluk hipotezi reddedilirken, eşbütünlüme ilişkisinin olduğu H_1 hipotezi kabul edilmektedir.

Tablo 5: Johansen Eşbütünlüme Test Bulguları

Hipotez	Özdeğer	J_{iz} İstatistiği	%5 Kritik Değer	J_{max} İstatistiği	%5 Kritik Değer
$H_0 : r=0, H_1 : r=1$	0.379	26.854 (0.000) ^a	12.320	23.864 (0.000) ^a	11.224
$H_0 : r \leq 1, H_1 : r=2$	0.058	2.989 (0.099)	4.129	2.989 (0.099)	4.129
Normalize edilmiş eşbütünlüme katsayısı $Ingdp = 0.097 (0.001)^b$					

Not: ^a, katsayıların %5 düzeyinde anlamlı olduğunu; ^b ise standart hatayı göstermektedir. r, eşbütünlüme vektör sayısını simgelemektedir.

GSYH ve ücret değişkenleri arasında uzun dönemli dinamik bir ilişkiyi yansıtan Tablo 5 içerisinde yer alan değerlerden pozitif yönlü normalize edilmiş eşbütünlüme katsayısı, ilişkinin aynı yönlü gerçekleştiğini belirtmektedir. Bu bulguya göre GSYH'da meydana gelen %1'lik bir artış, ücretler üzerinde yaklaşık %0.09'lük bir artışa neden olmaktadır.

Eşbütünlüme derecesinin ne olduğunun ve ne kadar hızla gerçekleştiğinin belirlenmesine yönelik olarak Hata Düzeltme Modeli kurulmuştur. Tablo 6 incelendiğinde; modelin geçerliliği için, katsayının (μ) $-1 < \mu < 0$ arasında olması gerektiği koşulunun sağlandığı görülmektedir. Katsayının istatistiksel olarak anlamlılığı altında negatif işaretli olması; kısa dönemde görülen sapmaların, uzun dönemde denge düzeyine yaklaşacağı bilgisini sunmaktadır. Buna göre elde edilen -0.391 hata terimi katsayısı, kısa dönemli dengesizliklerdeki 1 birim sapmanın yaklaşık %4'ünün bir sonraki dönemde düzeldiğini ifade etmektedir.

Tablo 6: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Bulguları

Bağımlı Değişken: Inwage	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
Ingdp	0.002	0.002	2.615	0.045
Hata Terimi (-1)	-0.391	0.131	-2.985	0.004
C	0.046	0.157	3.297	0.037
Tanımlayıcı Test Sonuçları				
R^2	0.422			
\bar{R}^2	0.363			
DW-istatistiği	1.798			
F-istatistiği (Prob.)	7.155 (0.000)			
Jarque-Bera (Prob.)	4.248 (0.119)			

LM(4) (Prob.)	0.894 (0.423)
White (Prob.)	2.148(0.126)

Tablo 6; GSYH'daki %1'lik bir artışın, ücretleri %0.002 oranında artırdığını göstermektedir. Ayrıca tanımlayıcı test sonuçları kurulan modelin bir bütün halinde anlamlılığına ve normal dağılım gösterdiğine, modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığına işaret etmektedir.

Sonuç ve Değerlendirme

Türkiye ekonomisi 2001 Krizi sonrasında büyüme sürecine girmiştir. 2002-2015 dönemi içerisinde gerçekleşen ekonomik büyümenin ücretlere nasıl yansıdığı önemli bir sorundur. Zira ekonomik büyümenin, reel ücretleri bunun ise emeğin verimliliğini etkilediği açıktır. Çalışmada 2002Q1-2015Q4 örneklem dönemi içerisinde milli gelir ile ücretler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişki incelenmiştir. Değişkenler arasındaki zaman serisi ilişkisi; uzun dönemde Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri, kısa dönemde Hata Düzeltme Modeli kullanılarak çözümlenmiştir.

Engle-Granger eşbütünleşme test sonuçları, GSYH ve ücret değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ve değişkenlerin birlikte hareket etme eğiliminde olduğunu göstermiştir. Elde edilen söz konusu uzun dönemli ilişki, pozitif yönlü normalize edilmiş Johansen eşbütünleşme katsayısı ile desteklenmiştir. Aynı yönlü gerçekleşen bu ilişki GSYH'da meydana gelen %1'lik artışın, ücretler üzerinde yaklaşık kendisi oranında bir artışa neden olduğunu bulgulamıştır.

Eşbütünleşme testlerinin ardından ilişki derecesinin ne olduğunun ve ne kadar hızla gerçekleştiğinin belirlenmesine yönelik olarak kısa dönemli ilişkinin bilgisini veren Hata Düzeltme Modeli kurulmuştur. ECM tahmin işlemi sonucunda elde edilen, istatistiksel olarak anlamlı -0.391 hata terimi katsayısı; kısa dönem dengesinde görülen 1 birim sapmanın, yaklaşık %4'ünün uzun dönemde denge düzeyine yaklaşacağını bilgisini sunmuştur.

Yazın taramamızda yer alan çalışmalar incelendiğinde modelleme sonuçlarımız; Romer (1986), Prasch (1996), Cahuc ve Michel (1996), Irmen ve Wigger (2002), Ravn ve Sørensen (2002), Askenazy (2003), Fanti ve Gori (2011) tarafından yapılan çalışmalarla benzer sonuçlar göstermektedir. Bu noktada dikkate alınması gereken önemli bir özellik, yukarıda değinilen çalışmalarda değişken olarak asgari ücret düzeyinin belirlenmiş olmasıdır. Ayrıca asgari ücretlerin büyüme, istihdam ve verimlilik üzerinde pozitif ilişkisi söz konusudur. Yapılan çalışmaların çoğu ücretlerden, büyümeye doğru giden bir etkileşim sürecini yansıtmaktadır.

Kargı (2013) tarafından Türkiye ölçeğinde yapılan ücret yapışkanlığının analiz edildiği çalışmanın en önemli sonucunun asgari ücretlerin GSYH artışları tarafından yeterince desteklenmediği ve değişkenler arasında herhangi bir bağlantının olmaması durumu, çalışmamızda ele alınan GSYH ve ücret ilişkisi yönünden desteklenmemiştir. Bu durumun olası nedeni olarak, ilgili çalışmada ücret değişkeni yerine asgari ücret değişkeninin analiz içerisinde yer alması söylenebilir.

Türkiye ekonomisini yansıtan reel asgari ücretler ve reel GSYH arasındaki nedensellik ilişkisinin ele alındığı çalışmada Sunal ve Alp (2015), GSYH'dan asgari ücretlere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine ulaşmıştır. Elde edilen bu bulgu, kurulan hata düzeltme modelimizden elde ettiğimiz sonuçlara benzeyen bir nitelik sergilemektedir.

Çalışmamızın sonuçları doğrultusunda GSYH artışlarının, ücretler üzerindeki ilişkisi devletin faktör gelirlerinden (faiz, ücret, kâr, rant) aldığı gelir vergileri kapsamında ele

alındığında; politika yapıcıların Klasik ve Neo-Klasik iktisat yaklaşımına benzer bir şekilde emek arzını reel ücretin artan bir fonksiyonu olarak dikkate almaları gerekebilir. Bu doğrultuda milli gelir artışları, ücretleri uyararak ekonomik birimlerin gelir artışlarını destekleyebilecektir. Ücretlerdeki bu artış, vergi indirimleri yoluyla çalışma isteğine olumlu katkı sağlayabilecek, emeğin verimliliğini artırabilecektir.

Klasik ve Neo-Klasik iktisatçıların ‘ücret düzeyindeki düşmenin, istihdam hacmini her zaman genişleteceği’ varsayımının aksine, Keynesyen iktisatçıların işsizliğin nedenlerine dair işsizlik ile büyüme varsayımı; ücretlerin milli gelir içerisindeki payında yaşanan gerileme ile azalan tüketim talebinin, yatırım ve büyümeyi yavaşlatarak işsizliğin gerçekte yüksek ücretlerden değil, düşük ücretlerden kaynaklandığını belirtmektedir. Ay (2012) çalışmasında; ücretlerin, işgücünün maliyet unsuru olmasının yanı sıra aynı zamanda gelir olduğu ve uzun dönemde büyümeyi, dolayısıyla istihdamı desteklediği tartışmaları için geniş bir alan yazını sunmuştur. Çalışmamızdan elde edilen sonuçlar Keynesyen iktisadi düşünce kapsamında değerlendirildiğinde; milli gelir artışlarının ücretleri artıracağı, artan ücretlerin ise derneşik talep unsurlarını artıracağı öngörülebilir. Talepteki artışın ise yatırımları ve büyümeyi hızlandıracağı, bunun da istihdam yaratarak işsizliği yavaşlatacağı söylenebilir.

Modellememizden elde edilen sonuçlara göre; milli gelir artışlarının, ücretleri destekleyeceği görüşü salık verilebilir. Ekonomik birimlerin ücret gelirlerinden yaptığı harcamaların talebi artırması, talep artışlarının ise yatırımların hız kazanmasına neden olması beklenecektir. Çevrimsel bir yaklaşımla tüm bu neden-sonuç ilişkisinin istihdamı artırıp, işsizliği azaltacağı ve büyümeye olumlu yansıtacağı söylenebilir.

Kaynakça

- Askenazy, P. (2003). Minimum Wage, Exports and Growth. *European Economic Review*, 47(1): 147-164.
- Ay, S. (2012). Türkiye’de İşsizliğin Nedenleri: İstihdam Politikaları Üzerine Bir Değerlendirme. *Yönetim ve Ekonomi*, 19(2): 321-341.
- Cahuc, P. ve Michel, P. (1996). Minimum Wage Unemployment and Growth. *European Economic Review*, 40(7): 1463-1482.
- Dickey, D. 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.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Fanti, L. ve Gori, L. (2011). On economic growth and minimum wages. *Journal of Economics*, 103(1): 59-82.
- Granger, C. W. J. (1988). Some Recent Developments in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, 39: 199-211.
- Güneş, Ş. (2007). İmalat Sektöründe Verimlilik ve Reel Ücret İlişkisi: Bir Koentegrasyon Analizi. *Yönetim ve Ekonomi*, 14(2): 275-287.
- Güven, A., Mollavelioğlu, Ş. ve Çakar Dalgıç, B. (2011). Asgari Ücret İstihdamı Arttırır mı? 1969-2008 Türkiye Örneği. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 38(2): 147-166.
- Hansen, B. E. (1992). Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 321-335.
- Irmen, A. ve Berthold, W. (2002). National Minimum Wages, Capital Mobility and Global Economic Growth. CEPR Discussion Papers 3286.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-354.

- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6): 1551-1580.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1992). Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for the UK. *Journal of Econometrics*, 53(1-13): 211-244.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1994). Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM Model. *Journal of Econometrics*, 63(1): 7-36.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press.
- Kargı, B. (2013). Ücret Yapışkanlığı Hipotezi'nin Test Edilmesi: Türkiye'de Asgari Ücret ve Büyüme Üzerine Zaman Serileri Analizi (2005-2012). *Çalışma ve Toplum Dergisi*, (37): 183-210.
- Kuştepelı, Y. ve Halaç, U. (2004). Türkiye'de Genel Gelir Dağılımının Analizi ve İyileştirilmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6(4): 143-160.
- Kutlar, A. (2005). Uygulamalı Ekonometri. Geliştirilmiş 2. Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Korkmaz, A. (2004). Bir Sosyal Politika Aracı Olarak Türkiye'de Asgari Ücret: 1951-2003. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 7(1): 53-69.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı. Geliştirilmiş 3. Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Özdemir, A., Mercan, M. ve Erol, H. (2012). Türkiye Emek Piyasasında Belirlenmiş Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik Analizi. *TİSK Akademi*, 2: 34-53.
- Öztürk, İ. ve Ozansoy A. (2011). Ücret Gelirleri Üzerindeki Vergi Yükünün Analizi. *Maliye Dergisi*, (161): 197-214.
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60: 119-143.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biomètrika*, 75(2): 336-346.
- Perron, P. (1988). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- Prasch, R. E. (1996). In Defence of the Minimum Wage. *Journal of Economic Issues*, 30(2): 391-397.
- Ravn, M. O. and Sørensen, J. R. (2002). Schooling, Training, Growth and Minimum Wages. *The Scandinavian Journal of Economics*, 101(3): 441-457.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- Sunal, O. ve Sezgin Alp, Ö. (2015). Türkiye'de Reel Asgari Ücretler ve Reel GSYH Değişmeleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Enflasyon Oranına Endekslenmiş Bir Nominal Asgari Ücret Politikası. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(1): 111-129.