



## TÜRKİYE’DE İSTİHDAM VE REEL ÜCRETLER ARASINDAKİ İLİŞKİ: BİR ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

**Hasan BAKIR**

hasanbakir16@gmail.com

ORCID: 0000-0002-8248-6643

**Filiz ERYILMAZ**

filizg@uludag.edu.tr

ORCID: 0000-0002-3010-8421

**Araştırma Makalesi**  
**Research Article**

**Geliş Tarihi**

**Received:** 17.06. 2020

**Kabul Tarihi**

**Accepted:** 28.06.2020

**JEL Codes:** J01, J31, C32

### THE RELATIONSHIP BETWEEN EMPLOYMENT AND REAL WAGES IN TURKEY: A TIME SERIES ANALYSIS

#### ÖZ

*İstihdam ile reel ücret arasındaki ilişki makro iktisat literatüründeki önemli tartışmalardan biridir. Neoklasik iktisatçılar ekonomideki yüksek ücretlerin istihdam büyümesini azalttığını savunmuşlardır. Yani bu görüşün istihdamın artırılmasına yönelik temel önerisi ücretlerin düşürülmesidir. Diğer taraftan Keynesyen iktisatçılar ise istihdam ile reel ücretler arasında böyle bir ilişkinin olmadığını belirtmişlerdir. Keynesyen iktisatçılar, istihdamın temel belirleyicisinin efektif talep olduğunun altını çizmişlerdir. Nitekim reel ücretlerdeki düşüş efektif talebi azaltarak istihdam seviyesinin düşmesine yol açacaktır Dolayısıyla reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişkiye yönelik olarak ortaya konan bu görüşler ilgili tartışmanın devam ettiğini de göstermektedir. Bu bağlamda bu çalışmada Türkiye’de 1988Q2-2019Q4 döneminde reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişki incelenmiştir. Söz konusu iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)’a ait eşbütünleşme testi ile araştırılırken seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli nedensellik ilişkisi Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) dayalı nedensellik analizi ile incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre reel ücretler ile istihdam arasında uzun dönemde ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. VECM nedensellik sonucuna göre kısa dönemde reel ücretlerden istihdama doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Son olarak yapılan VAR analizinden elde edilen bulguların da eşbütünleşme ve VECM analizi sonuçlarını doğruladığı tespit edilmiştir. Sonuçlara göre Türkiye’de yaşanan işsizlik probleminin çözümünde reel ücretlerin düşürülmesinin değil tersine artırılmasının gerekli olduğu anlaşılmaktadır.*

**Anahtar Kelimeler:** *İstihdam, Reel Ücret, Zaman Serisi Analizi, Türkiye*

#### ABSTRACT

*The relationship between employment and real wage has an important debate in the macroeconomics. Neoclassical economists defend that higher wage tend to reduce the employment growth rate on an economy. In other words, the main idea of this approach is that the decline in real wage leads to an increase in employment. On the other hand, Keynesian economists support the idea that there is no relationship between real wage and employment. Keynesian economists emphasize that the main determinant of employment is effective demand. Thus, a reduction in real wages leads to a reduction of the effective demand, so it causes the decreases of the level of employment. Therefore, the views on the relationship between real wage and employment show that discussions related to this relationship continue. In this context the relationship between real wages and employment is examined in this study 1988Q2-2019Q4 period in Turkey. While whether there is a long-term relationship between these two variables is investigated with Johansen (1988) and Johansen/Juselius (1990) cointegration test, the long and short-term causality relationship between the series is investigated by causality analysis based on the Vector Error Correction Model (VECM). According to the findings, it is concluded that there is a long-term relationship between real wages and employment. According to the VECM causality result, the causal relationship from real wages to employment is determined in the short term. It is found that the findings obtained from the last VAR analysis confirmed the results of cointegration and VECM analysis. According to the results in the solution of the unemployment problem experienced in Turkey it is understood that real wages should be increased rather than reduced.*

**Keywords:** *Employment, Real Wage, Time Series Analysis, Turkey*

## GİRİŞ

Günümüzün önemli problemlerinden biri de işsizliktir. İşsizliğin azaltılması ve istihdam olanaklarının artırılması doğrultusunda çeşitli politikalar uygulanmaktadır. Nitekim istihdamın artırılmasına yönelik olarak farklı yaklaşımların ekonomi literatüründe tartışıldığı gözlenmektedir. Hâkim yaklaşım esnek emek piyasalarının varlığı neticesinde bir emek arz fazlalığının yani işsizlik probleminin olmayacağından bahseder. Bu sayede emek piyasalarına herhangi bir müdahale olmadan denge sağlanmış olacaktır. Bu denge esnek ücretler yoluyla gerçekleşecektir. Diğer bir ifadeyle reel ücretlerdeki bir azalma istihdam düzeyinde artış sağlayacaktır. Bu mekanizmanın çalışmasını engelleyen yani ücretlerin esnek olmamasına sebep olan temel faktör ise emek piyasalarındaki kurumsal düzenlemelerdir. Bu kurumlar piyasanın kendi kendini düzenlemesine engel olduğundan yaşanacak bir işsizlik halinin de sebebi konumundadırlar. Dolayısıyla ücretlerin düşmesini engelleyen kurumsal düzenlemelerin ortadan kaldırılması ile bu probleminin de çözüleceği sıklıkla tekrarlanmaktadır. Diğer taraftan karşıt görüş ise, kendi kendini düzelter piyasa mekanizmasının varlığını kabul etmemektedir. Dolayısıyla reel ücretlerdeki azalmanın istihdamı arttırmayacağı vurgulanmaktadır. Bu noktada istihdamın belirleyicisi olarak ortaya koyulan kavram efektif taleptir. Nitekim ücretlerde yaşanan azalma efektif talebi olumsuz etkilerken ekonominin üretim düzeyini de düşürecektir. Bu nedenle istihdamda bir artışın gerçekleşmeyebileceği belirtilmiştir. Diğer bir ifadeyle, reel ücretler ile istihdam arasında hâkim anlayışın bahsettiği ilişkinin mevcut olmadığına altı çizilmektedir. Reel ücretlerde yaşanan bir artış toplam talebi arttıracak bu da üretim ve istihdam artışına yol açacaktır. Yani ücretlerde yaşanan gelişmelerin toplam talep üzerinde yaratacağı olumlu etkinin istihdam düzeyini de olumlu etkileyeceği ifade edilmektedir.

Bu bağlamda bu çalışmanın amacı da reel ücretler ve istihdam arasındaki ilişkinin Türkiye bağlamında incelenmesidir. Bu sayede Türkiye ekonomisinde söz konusu ilişkinin ne yönde olduğu anlaşılmasına çalışılacak ve istihdamın artırılmasında etkili olan politikalar araştırılacaktır. Bu doğrultuda çalışmanın ikinci bölümünde konuyla ilgili Neoklasik ve Keynesyen görüşler değerlendirilecektir. Çalışmanın üçüncü bölümünde zaman serisi ekonometrisi kullanılarak Türkiye'deki reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişki değerlendirilecektir. Elde edilen bulgular ise sonuç bölümünde tartışılacaktır.

## TEORİK ALTYAPI

İstihdam ve reel ücretler arasındaki ilişki geçmişten günümüze önemli bir tartışma konusu olmuştur. Bu bağlamda Neoklasik iktisatçılar ve Keynesyen iktisatçıların tartışmaları oldukça önemlidir. Nitekim Neoklasikler emek piyasalarındaki dengenin esnek ücretler vasıtasıyla sağlanacağını belirtmektedirler. Yani, ücretlerdeki bir azalma istihdamı arttıracaktır. Ya da yaşanan işsizliğin sebebi ücretlerin aşağı yönlü esnek olmamasıdır. Neoklasik gelenek bu noktada, sendikalar ve asgari ücret gibi kurumsal düzenlemeleri de katılık yaratan düzenlemeler olarak suçlamıştır. Bu noktada Neoklasiklerin önerileri emek piyasalarının esnekleştirilmesi olmuştur. Diğer taraftan Keynesyenler ise, ücretler ile istihdam arasında böyle bir ilişkinin mevcut olmadığını ifade etmektedirler. Onlara göre ücretlerdeki bir azalma aynı zamanda toplam talepte de bir azalmayı beraberinde getirecektir. Talepteki azalış ise istihdam oranlarındaki düşüşe işaret etmektedir (McCombie, 1985-86: 234; Christopoulos, 2005: 25; Lavoie, 2006; Apergis ve Theodosiou, 2008: 41; Özata ve Esen, 2010: 56; Seputiene, 2011; 278).

Neoklasik teori, piyasanın kendi kendini düzenleme mekanizması sayesinde ekonominin tam istihdamda olacağını savunur. Bu durumdan herhangi bir sapma ise geçici olarak ifade edilmekte ve tekrar dengeye

yönelimin gerçekleşeceği belirtilmektedir. Bu noktada esnek ücretler ve fiyatlar tam istihdama yönelmeyi garanti etmektedir. Neoklasikler, esnek ücretlerin var olması ile emek piyasalarının temizleneceğini bu sayede emek piyasasında bir arz ya da talep fazlasının oluşmayacağını belirtmektedir. Nitekim piyasa güçlerinin kendiliğinden tam istihdamı sağlama süreci sonrasında ekonomide iradi olmayan işsizlik olmayacaktır. Bu da ekonomiye herhangi bir müdahalenin gerekmeyeceğini emek piyasalarında dengenin ücretlerin esnekliği yoluyla sağlanacağını göstermektedir. Yani Neoklasik teori ücretlerdeki bir azalmanın istihdamı arttıracığını ifade etmektedir. Dolayısıyla işsizlik problemi varsa bunun sebebinin emek piyasalarındaki katılıklar olduğu çünkü bu katılıkların piyasa işleyişini bozduğu ve dengeye yönelimi engellediği ifade edilmektedir. Nitekim asgari ücretler, sendikalar ve diğer hükümet müdahaleleri emek piyasalarında katılık yaratan unsurlar olarak adlandırılmakta ve bunların kaldırılmasının gerekliliğinden bahsedilmektedir. Örneğin, ücret katılığı sebebiyle oluşan işsizlik probleminin çözümü ücretlerin azaltılmasındadır. Yani ücretlerdeki azalma emeği nispi olarak ucuz hale getirmekte ve daha fazla emek gücünün istihdam edilmesine yol açarak işsizlik problemini ortadan kaldırmaktadır. Dolayısıyla Neoklasik teori reel ücretler ile istihdam arasında oldukça yakın bir ilişki olduğunu ifade etmektedir (Bender ve Theodossiou, 1999: 621-622; Özata ve Esen, 2010:56; Gali, 2012: 3).

Keynes ise emek piyasalarında tam istihdamı garanti edecek otomatik bir mekanizmanın var olmadığını ifade etmiştir. Bu noktada denge düzeyinde ortaya çıkan gayri iradi işsizlik vurgusu önemlidir. Dolayısıyla toplam talebin eşlik etmediği ücretlerdeki azalışın çıktığı ve istihdamı değiştirmeyeceği ifade edilmiştir. Diğer bir ifadeyle Genel Teori 'de ücretlerin istihdam belirlemede doğrudan değil dolaylı yoldan etkili olduğunun altı çizilmiştir (Gali, 2012: 5). Bu bağlamda ücretlerdeki azalma mal ve hizmete yönelik toplam talebi arttırmada başarılı olmayacaktır. Nitekim ücretlerdeki değişimin gelir ve maliyet şeklinde iki etkisi ortaya konulmuştur. Ücretlerdeki azalma işverenlerin maliyetini azaltırken diğer taraftan da çalışanların gelirlerinin düşmesi sebebiyle toplam tüketici talebinin azalmasına yol açacaktır. Dolayısıyla reel ücretlerdeki azalma işverenin reel kazancını yükseltirken aynı zamanda çalışanların harcamalarını düşürmesine yol açacaktır. Bu da çıktıya yönelik talep azalışını beraberinde getirecektir (Apergis ve Theodossiou, 2008: 41). Diğer bir ifadeyle ücretler sadece firmaların bir maliyet unsuru olmamakta aynı zamanda çalışanların geliri ve toplam talebin de önemli belirleyicilerinden olmaktadır. Bu ifade yüksek ücretlerin talep kanalı vasıtasıyla istihdamda yaratacağını göstermektedir (Suedekum ve Blien, 2004: 3).

Keynesyen modellerde reel ücretlerde yaşanan değişimlerin istihdamdaki yansımalarının Neoklasik iktisatçıların söylediği gibi olmadığını ortaya koymuştur. Nitekim reel ücretler azaldığında ne işverenlerin bu ücret düzeyinden daha fazla işçi çalıştırmaya ne de işsizlerin bu ücret seviyelerinden işi kabul etmelerini garanti edecek bir mekanizmanın olmadığı belirtilmektedir (Bender ve Theodossiou, 1999: 622; Christopoulos, 2005: 25; Gali, 2012: 4). Diğer taraftan da Keynesyen ekonomistler yaşanacak ücret düşüşlerinin kronik talep yetersizliği problemini ortaya çıkaracağını belirtmişlerdir. Bu soruna çare olarak da talep yönlü politikalar önerilmiştir (Christopoulos, 2005: 26; Gali, 2012: 4). Nitekim reel ücretteki bir artış reel toplam talepte bir artışa neden olmakta bu artış üretim ve istihdamı da yükselmektedir. Diğer bir ifadeyle reel ücretlerdeki artış daha fazla istihdama neden olmaktadır (Lavoie, 1996-1997: 286).

Reel ücretler ile istihdam arasındaki tartışmalar ilgili literatürde tartışılmaya devam edilmektedir. Bir taraftan yüksek ücretlerin maliyet yarattığı ortaya koyulurken diğer tarafta ise yüksek ücretlerin talep vasıtasıyla istihdamı arttıracığı yaklaşımı savunulmaktadır. Dolayısıyla bu iki görüşün varlığı reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişkinin belirsizliğini ortaya koymaktadır (Bhaduri ve Marglin, 1990).

## LİTERATÜR TARAMASI

Neoklasik ve Keynesyen istihdam teorilerinin, istihdam ve reel ücretler arasındaki ilişkiye yönelik tahminleri farklılık içermektedir (Geary ve Kennan, 1982: 854). Örneğin, Neftçi (1978) ve Sargent (1978) reel ücretler ile işsizlik arasında negatif bir ilişkinin var olduğunu belirtirken, Geary ve Kennan (1982) ise Neftçi (1978) ve Sargent'ın (1978) bulgularının desteklenmediğini belirtmiştir. Benzer şekilde yapılan çalışmalar da istihdam ve reel ücretler arasında farklı ülkeler için farklı sonuçlar ortaya koymuştur. Nickell ve Symons (1990), Arestis ve Mariscal (1995), Carruth and Schnabel (1993), Suedekum ve Blien (2004) ve Smith ve Hagan (1993), reel ücretler ile istihdam arasında Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Batı Almanya ve Avustralya için negatif bir ilişkinin var olduğunu belirtmişlerdir. Diğer taraftan ise, Darby ve Wren-Lewis (1993), Nymoen (1989) ve Nymoen (1994), İngiltere, Norveç ve Finlandiya için böyle bir ilişkinin var olmadığını tespit etmişlerdir (Bender ve Theodossiou, 1999: 624).

Son dönemde yapılan çalışmalarda da Bender ve Theodossiou (1999) ve Christopoulos (2005) Neoklasik iktisatçıların savunduğu reel ücretler ile istihdam arasındaki uzun dönemli ilişkinin var olmadığını altını çizmiştir. Dolayısıyla yapılan tahminler Neoklasik analizin savunduğu istihdam ve reel ücretler arasındaki sistematik ilişkiyi desteklememiştir. Bener şekilde Stockhammer ve Onaran (2003) yaptıkları analizin Keynesyenlerin teorilerini desteklediğini belirtmişlerdir. Yani ücretlerdeki kesintilerin işsizlikle mücadelede etkin sonuçlar ortaya çıkarmayacağını ortaya koymuşlardır. Diğer bir ifadeyle reel ücretlerdeki azalmalar istihdam artışı sağlamayacaktır. Apergis ve Theodosiou (2008) yaptıkları analizde reel ücretler ve istihdam arasında uzun dönemli bir ilişki tespit etmişlerdir. Ancak ücretlerin istihdamın sebebi olduğu hipotezini ise reddetmişlerdir. Diğer bir ifadeyle Neoklasiklerin ücretlerdeki azalış sebebiyle istihdamın artacağı yaklaşımı desteklenmemiştir. Reel ücretlerdeki azalışın istihdam ve çıktı artışına yeterli bir katkı sağlamadığını tespit ederek ilgili veriler bağlamında Keynesyen söylemin haklılığını belirtmişlerdir. İlgili sonuç talep yönlü politikaların işsizlikle mücadeledeki etkinliğinin görülmesi açısından önem teşkil etmektedir. Klein (2012) reel ücretlerin kayıtlı istihdamda olan etkisini negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca reel ücretlerdeki artışın kayıt dışı istihdamı pozitif etkilediğini belirtmiştir. Adudu ve Ojonye (2015) reel ücretler ve istihdam arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulmuşlardır. Ancak kısa dönemde ücretlerin istihdamı belirlediği hipotezini ise reddetmişlerdir. Elde edilen bu sonuçlar reel ücretlerdeki azalmanın istihdam ve çıktı artışına katkı sağlamadığını ortaya koyarak Keynesyen görüşü desteklemiştir. Diğer bir ifadeyle işsizlikle mücadelede talep yönlü politikaların önemi vurgulanmıştır. Mora ve Muro'da (2019) reel ücretlerdeki artışın istihdam oranlarında düşüşe yol açtığını tespit etmiştir.

Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda da Özata ve Esen (2010) reel ücretler ile istihdam arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yine elde edilen sonuçlar doğrultusunda ilişkinin yönünün Neoklasik ekonomistlerin görüşünü desteklediği sonucuna varmışlardır. Diğer taraftan Yentürk (1997), Adaş (2003) ve Aydın-Avşar ve Onaran (2010) Neoklasik teorinin ücretlerin düşmesi ile istihdamın arttırılacağı yönündeki teorisinin gelişmekte olan ülkelerde sağlanmadığını Türkiye üzerinden açıklamıştır. Diğer bir ifadeyle reel ücretler ile istihdam arasında negatif ilişki tespit edilmemiştir. Aktakas ve Tekin (2014) Türkiye özelinde yaptıkları çalışmada Neoklasiklerin, ücretler işsizliğin sebebidir bakış açısını desteklememişlerdir (Aktakas ve Tekin, 2014: 70). Yıldırım'da (2015), Türkiye'de reel ücretlerin istihdamı sadece kısa dönemde negatif yönde etkilediğini tespit etmiştir. Çolak ve Kara (2017) ise Türkiye'de istihdamı etkileyen makroekonomik büyüklükleri inceledikleri çalışmalarında reel ücret ile istihdam arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşmamışlardır. İlhan vd. (2019) reel ücretler ile

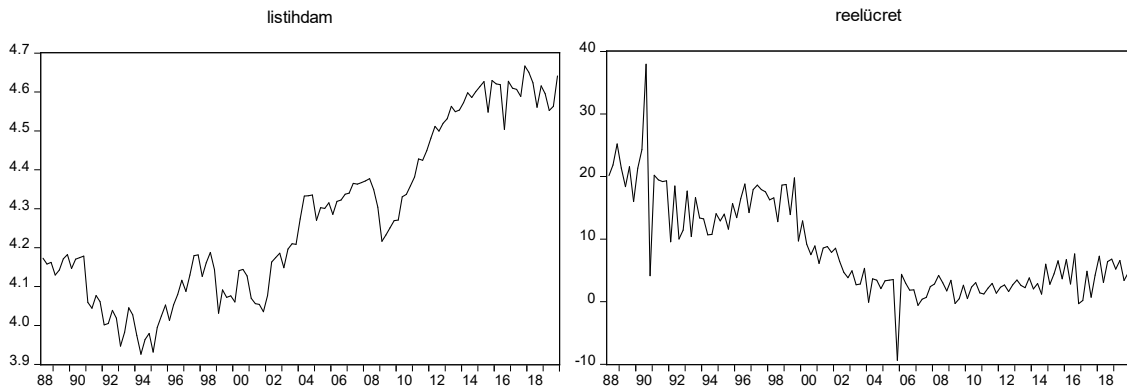
istihdam arasındaki ilişkiyi Türk İmalat Sanayi özelinde ele aldıkları çalışmalarında reel ücretler ile istihdam arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişkinin var olduğunu belirtmişlerdir. Yine, FMOLS tahminlerinden de değişkenler arasında anlamlı ve pozitif bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Dolayısıyla bu bulgulara dayanarak Türkiye’de reel ücretlerin azaltılarak işsizlik sorununun çözülemeyeceğini ya da istihdam oranlarının arttırılamayacağını göstermişlerdir.

## DATA VE METODOLOJİ

### Data

Bu çalışmada Türkiye’de 1988Q2-2019Q4 döneminde reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişki incelenmiştir. Söz konusu iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)’a ait eşbütünleşme testi ile araştırılırken seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Vektör Hata Düzeltme Modeline (VECM) dayalı nedensellik analizi ile incelenmiştir. Reel ücret serisini (reel ücret) temsilen Federal Reserve Economic Data (FRED)’dan elde edilen ve mevsimsel olarak düzeltilmiş çeyrek yıllık imalat sanayi saatlik kazancının bir önceki döneme göre büyüme oranı kullanılmıştır. Seride bazı gözlem değerleri negatif olduğu için logaritması alınmadan modele dahil edilmiştir. Yine Fred’den elde edilen çeyrek yıllık istihdam verisi (istihdam) için 2015=100 baz alınarak oluşturulmuş imalat sanayi haftalık çalışılan saat verisi kullanılmıştır. Mevsimsel etkiye rastlanmayan istihdam verisi logaritması alınarak (listihdam) modele dahil edilmiştir. Verilerin analizinde Eviews 10 ve Gauss 10 paket programlardan yararlanılmıştır. Şekil 1’de serilerin zaman yolu grafikleri görülebilmektedir.

Şekil 1: Serilerin Zaman Yolu Grafikleri



### Bulgular

Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)’a ait eşbütünleşme testi ile uzun dönemli ilişki olup olmadığının araştırılabilmesi için her iki serinin de aynı dereceden durağan bir diğer deyişle eşbütünleşik olması gerekmektedir. Serilerin durağanlık derecelerinin belirlenebilmesi için birim kök testlerinden yararlanılmaktadır (Akpolat ve Altıntaş, 2013, 120). Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıkları geleneksel birim kök testleri olan KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) ve ERS (Elliott-Rothemberg-Stock) birim kök testleri ile araştırılmıştır. Geleneksel birim kök testlerinin ardından yapısal kırılmaları da dikkate alan iki kırılmalı Lee-Strazicich (2003) birim kök testine de yer verilmiştir. Aşağıda Tablo 1’de yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testlerinden KPSS ve ERS testlerine ait sonuçlar yer alırken Tablo 2’de ise iki yapısal kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich (2003) testine ait sonuçlar sunulmaktadır.

Tablo 1’deki birim kök testleri incelendiğinde hem istihdam serisinin hem de reel ücret serisinin düzey değerlerinin birim köke sahip olduğu anlaşılmaktadır. Ardından serilerin birinci farkları alınarak yeniden birim kök testine tabi tutulduklarında bu kez serilerin durağan hale geldikleri görülmektedir. Bu nedenle Tablo 1’de yer alan ve yapısal kırılmaları dikkate almayan her iki birim kök testi sonucuna göre her iki serinin de  $I(1)$  olduğu yani aynı dereceden eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 1: KPSS ve Dickey-Fuller GLS (ERS) Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	KPSS		ERS	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
<i>listihdam</i>	1.197774	0.199981	14.15863	10.58175
	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>
	%1 0.739000	%1 0.216000	%1 1.939200	%1 4.203300
	%5 0.463000	%5 0.146000	%5 3.126200	%5 5.645400
	%10 0.347000	%10 0.119000	%10 4.213200	%10 6.808900
<i>reelücret</i>	1.076789	0.232174	50.49711	27.38499
	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>
	%1 0.739000	%1 0.216000	%1 1.939200	%1 4.203300
	%5 0.463000	%5 0.146000	%5 3.126200	%5 5.645400
	%10 0.347000	%10 0.119000	%10 4.213200	%10 6.808900
$\Delta$ <i>listihdam</i>	0.202092	0.064614	0.663887	1.283220
	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>
	%1 0.739000	%1 0.216000	%1 1.939200	%1 4.203300
	%5 0.463000	%5 0.146000	%5 3.126200	%5 5.645400
	%10 0.347000	%10 0.119000	%10 4.213200	%10 6.808900
$\Delta$ <i>reelücret</i>	0.190596	0.114705	0.982967	4.301882
	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>	<b>Kritik Değer</b>
	%1 0.739000	%1 0.216000	%1 1.939200	%1 4.203300
	%5 0.463000	%5 0.146000	%5 3.126200	%5 5.645400
	%10 0.347000	%10 0.119000	%10 4.213200	%10 6.808900

Bir ülke ekonomisinde meydana gelen ekonomik krizler ve şokların yanı sıra hem uygulanan politikalardaki hem de ekonomisinin ve sektörlerinin yapısında meydana gelen önemli değişiklikler ekonomiyi ilgilendiren zaman serilerinde yapısal kırılmalara neden olabilmektedir. Söz konusu bu yapısal kırılmalar birim kök testlerinin gücünü azaltarak aslında birim köke sahip olmayan bir zaman serisini birim köke sahipmiş gibi gösterebilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testlerine göre daha sağlıklı sonuçlar vermektedir. Bu çalışmada da bu durum göz önüne alınarak iki kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich (2003) birim kök testine yer verilmiştir. Tablo 2’de yer alan Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonuçlarına göre her iki serinin de düzey değerlerinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ardından birinci farkları alınarak yeniden birim kök testi uygulandığında bu kez her iki serinin de durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tablo 1’de yer alan ve yapısal kırılmaları dikkate almayan KPSS ve ERS birim kök testi sonuçlarına benzer bir biçimde Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonucuna göre de her iki seri de  $I(1)$ ’dir. Her iki seride aynı dereceden  $I(1)$  eşbütünleşik olduğundan seriler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)’a ait eşbütünleşme testi ile araştırmak mümkündür.



Tablo 2: Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi Sonuçları

MODEL A	LM	Gecikme	Kırılma Tarihleri		Kritik Değer
			D <sub>1t</sub>	D <sub>2t</sub>	
listihdam	-2,785	0	1991:Q4	1992:Q4	-4,545
Δlistihdam	-3,284	3	1991:Q1	2004:Q1	-4,545
reelücret	-4,156	2	1999:Q3	2014:Q3	-4,545
Δreelücret	-20,754	2	1997:Q1	2009:Q3	-4,545
MODEL C					
listihdam	-4.488	0	1992:04	2012:Q1	-6.33
Δlistihdam	-8.019	3	2015:02	2016:03	-6.32
reelücret	-2.323	2	1995:03	2003:02	-6.16
Δreelücret	-20.533	0	2009:02	2013:02	-6.32

**Not:** Model A sadece sabit terim dikkate alınarak yapılan iki kırılmalı LM test sonuçlarını, Model C ise sabit terim ve trend dikkate alınarak yapılan LM test sonuçlarını göstermektedir. Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'den alınmıştır.

Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)'a ait eşbütünleşme testini uygulamadan önce kısıtsız VAR modeli tahminine dayalı en uygun VAR modelinin tahmin edilmesi gerekmektedir (Erdoğan, 2008, 219). VAR modeli tahmininde değişkenler vektörü [istihdam reelücret kukla değişken] şeklinde belirlenmiştir. Modele dahil edilen kukla değişken her iki seri için Lee-Strazicich (2003) yapısal kırılmalı birim kök testinden elde edilen kırılma tarihleri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Kukla değişkenin modele dahil edilmesindeki ana amaç serilerde meydana gelen kırılmaları da dikkate alarak daha sağlıklı sonuçlar elde etmektir. Bunun için kırılma tarihleri olan 1991Q4, 1992Q4, 1999Q3, 2014Q3, 1992Q4, 2012Q1, 1995Q3, 2003Q2, 1991: Q1, 2004: Q1, 1997: Q1, 2009:Q3, 2015:02, 2016:03, 2009:02, 2013:02 dönemlerine "1" diğer dönemlere "0" verilerek kukla değişken elde edilmiştir. Söz konusu kırılma tarihleri incelendiğinde Türkiye ekonomisinde etkili olan dış kaynaklı 1991 Körfez Krizi, 1994 iç ekonomik krizi, yine ekonomiyi önemli derecede etkileyen dış kaynaklı 1997 Asya ve 1998 Rusya Krizleri, 2001 iç ekonomik krizi ve son olarak da 2008 global ekonomik krizlerinin hemen sonrası döneme denk düştüğü görülmektedir. Bu nedenle modele dahil edilen kukla değişkenin kriz etkisini ölçtüğü bu nedenle yaşanan krizlerin her iki değişkeni nasıl etkilediğine ilişkin bilgi sunduğu söylenebilir. Tablo 3'te görüldüğü gibi en uygun VAR modeli için LR, FPE ve AIC bilgi kriterlerine göre gecikme sayısının 5 olduğuna karar verilmiştir. Söz konusu gecikme uzunluğunun VAR modeline ait hata terimlerinin varsayımlarını sağlaması gerekmektedir. İlk olarak hata terimlerinin istikrar koşulunu sağladığı bulgulanmıştır. Yine hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarına da rastlanmamıştır.

**Tablo 3: Uygun Gecikme Uzunluğu**

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-114.8673	NA	0.001431	1.964455	2.034143	1.992756
1	-84.77501	58.17847	0.001007	1.612917	<b>1.891666*</b>	1.726118
2	-68.47505	30.69827	0.000892	1.491251	1.979062	1.689353
3	-62.20425	11.49646	0.000934	1.536738	2.233611	1.819741
4	-36.89672	45.13177	0.000713	1.264945	2.170880	<b>1.632850*</b>
5	-25.99211	<b>18.90132*</b>	<b>0.000692*</b>	<b>1.233202*</b>	2.348199	1.686007
6	-20.92098	8.536404	0.000741	1.298683	2.622742	1.836389

**Not:** FPE; Final Prediction Error, AIC; Akaike Bilgi Kriterini, SW; Schwartz Kriterini, HQ; Hannan-Quinn Kriterini ifade etmektedir. Tablodaki yıldız (\*) kriterler aracılığı ile belirlenmiş gecikme sayısını göstermektedir. En uygun gecikme sayısı için en çok yıldız olan gecikme uzunluğu dikkate alınmıştır.

Uygun gecikmenin belirlenmesinin ardından VAR (5) denklemi kullanılarak Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)'a ait eşbütünleşme testi tahminine geçilmiştir. Pantula Prensibine göre eşbütünleşme testi için en uygun modelin Model 5 olduğuna karar verilmiştir. Uygun modelin belirlenmesinin ardından eşbütünleşme tahminine geçilmiştir. Tablo 4'te Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)'a ait eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 4: Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Sıfır Hipotez (H <sub>0</sub> )	Özdeğer İstatistiği	İz İstatistiği	%5 Kritik Değer	Max-Özdeğer İstatistiği	%5 Kritik Değer
r=0	0.335168	107.8056*	35.01090	48.98644*	24.25202
r≤1	0.272632	58.81917*	18.39771	38.19880*	17.14769
r≤2	0.157883	20.62037*	3.841466	20.62037*	3.841466

**Not:** \*Sıfır hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini gösterir.

r= Koentegrasyon vektörünün sayısı

Tablo 4'te yer alan sonuçlara göre hem İz (Trace) test istatistiği hem de Max-Özdeğer (Max-Eigenvalue) test istatistiği sonucuna göre üç koentegre vektör olduğu kabul edilmektedir. Bir diğer deyişle eşbütünleşik vektör sayısı üçe eşittir. Bu nedenle hem İz test istatistiği hem de Max-Özdeğer test istatistiği sonuçlarına göre istihdam, reel ücret ve kukla değişkenleri arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğunun tespit edilmesinin ardından bağımlı değişkenin istihdam olması durumunda değişkenler için Johansen Eşbütünleşme testinden elde edilen ve istihdama göre nomalize edilmiş denklemi  $listihdam_t = \alpha_0 + \alpha_1 reelücret + \alpha_2 kukladeğişken + \varepsilon_t$  şeklinde ifade etmek mümkündür. Bu denklemde bağımlı değişken istihdam, bağımsız değişkenler ise reel ücretler ve ekonomik kriz tarihlerini temsil eden kukla değişkeni ve  $\varepsilon_t$  ise hata terimidir. Denklemde  $\alpha_1$  katsayısı istihdamın reel ücretlere ilişkin uzun dönem elastikiyetini gösterirken,  $\alpha_2$  katsayısı ise istihdamın krizlere ilişkin uzun dönem elastikiyetini temsil etmektedir. Uzun dönem elastikiyet sonuçları Tablo 5'te görülebilmektedir.

**Tablo 5: Uzun Dönem Elastikiyetleri**

listihdam	reelücret	kukladeğişken
1.000000	0.070123	-0.037486
	(2.812)	(5.391)

**Not:** Parantez içindeki değerler t istatistik değerlerini göstermektedir.



Tablo 5'teki sonuçlara göre uzun dönemde reel ücretlerde meydana gelen artışlar istihdamı artırıcı etki yaratmaktadır. t istatistik değeri göz önüne alındığında reel ücretlerin istihdam üzerindeki bu etkisi istatistiksel olarak da anlamlıdır. Bu sonuca göre ilgili dönemde Türkiye ekonomisinde reel ücretlerdeki %1'lik artış istihdamı %0,7 oranında artırmıştır. Ekonomik krizlerin etkisini yansıtan kukla değişkenin istatistiksel olarak anlamlı olan katsayısına bakıldığında ise istihdam üzerinde azaltıcı bir etkiye sahip olduğu sonucuna varılmaktadır. Kukla değişkende temsil edilen kırılma tarihlerinin genellikle kriz yıllarından hemen sonra meydana geldiği düşünüldüğünde Türkiye'de yaşanan ekonomik krizlerin istihdamı azaltan bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Ayrıca reel ücretler ile kukla değişkenin katsayısı incelendiğinde reel ücretlerin ekonomik krizlere göre uzun dönemde istihdam üzerinde daha güçlü bir etkiye sahiptir. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespitinden hemen sonra bu ilişkinin yönünün belirlenebilmesi için Engle-Granger'a ait VECM'e dayalı kısa ve uzun dönem nedensellik analizi yapılmıştır. Tablo 6'da bağımsız değişkenler için bağımsız değişkenlerin katsayılarına birlikte uygulanan Wald testine ait F istatistik değerleri ile hata düzeltme terimlerine ait t istatistik değerleri görülebilmektedir.

Tablo 6: Hata Düzeltme Modeli (VECM) Sonuçları

Bağımlı Değişken	$\Delta$ istihdam	$\Delta$ reel ücret	$ECM_{t-1}$
$\Delta$ istihdam	–	12.5 (0.04)	0.0006 [1.64]
$\Delta$ reel ücret	2.66 (0.84)	–	0.0004 [0.71]

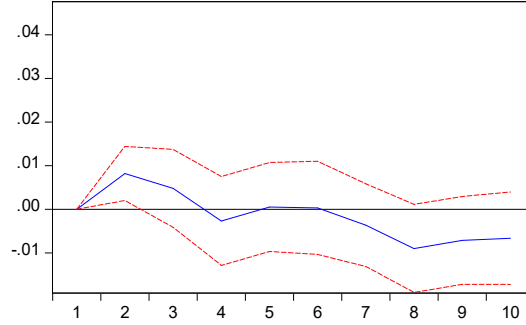
**Not:** ( ) değerleri prob. Değerlerini, [ ] değerleri ise t değerlerini temsil etmektedir.

Bilindiği üzere hata düzeltme katsayılarının ( $ECM_{t-1}$ ) çalışması için hata düzeltme katsayısının işaretinin negatif ve istatistiksel olarak da anlamlı olması gerekmektedir. Bu bağlamda Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde hata düzeltme katsayılarınının çalışmadığı anlaşılmaktadır. Bu nedenle bağımlı değişkende yani hem istihdam hem de reel ücretlerde meydana gelen dengesizlikler bir sonraki dönemde düzeltilememektedir. Ayrıca yine  $ECM_{t-1}$  katsayısının anlamlılığı uzun dönem Granger nedenselliği gösterdiğinden, uzun dönemde ne reel ücretlerden istihdama ne de istihdamdan reel ücretlere doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusu değildir. Kısa dönem nedensellik ilişkileri için Wald test F istatistikleri incelendiğinde ise kısa dönemde reel ücretlerden istihdama doğru nedensellik ilişkisini olduğu görülmektedir. Öte yandan kısa dönemde istihdamdan reel ücretlere doğru bir nedensellik ilişkisine ise rastlanamamıştır.

Değişkenlere kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkilerini veren VECM ile birlikte VAR modeli uygulamak da mümkündür. Bir değişken üzerinde başka bir değişkenin etkili olup olmadığı ve söz konusu değişkenin bir politika aracı olarak kullanılabilirliği VAR analizine ait etki-tepki fonksiyonlarıyla araştırılırken, söz konusu etki derecesi ise yine VAR analizine ait varyans ayrıştırmalarıyla belirlenmektedir. Ayrıca varyans ayrıştırmaları bir değişkende meydana gelen değişmelerin yüzde kaçının kendisinden yüzde kaçının diğer değişkenlerden meydana geldiğini gösterir (Akıncı ve Tuncer, 2016: 56). Bu bağlamda Şekil 2 reel ücretlerdeki bir standart hatalık şok karşısında istihdam değişkeninin verdiği tepkiyi göstermektedir. Şekildeki dlistihdam değişkeni

ve reel ücret değişkenleri ile kurulan VAR (6) modeline<sup>1</sup> ait etki tepki fonksiyonu incelendiğinde reel ücretlerin hata terimine bir şok verildiğinde istihdam değişkeninin ilk 3,5 dönemde pozitif tepki verdiği görülmektedir. Bunun anlamı söz konusu süre içerisinde reel ücretler istihdamı artırıcı bir etki yaratmaktadır.

Şekil 2: dlistihdam'ın dreelücrete Tepkisi



Tablo 6'da istihdam değişkenine ait varyans ayrıştırma tablosu incelendiğinde etki tepki fonksiyonlarına paralel bir sonuçla karşılaşılmaktadır. Tablo incelendiğinde istihdam değişkeninde meydana gelen değişmelerin 2. dönemde %93,03 kendisinden kaynaklanırken %6,96'lık kısmının ise reel ücretlerden kaynaklandığı görülmektedir. 10. döneme gelindiğinde ise istihdamdaki değişmelerin %89,8 kendisindeki, %10,1'nin de reel ücretlerdeki değişmelerden ileri geldiği görülmektedir. Bu sonuca göre reel ücret kaynaklı istihdam değişimleri 2. dönemden 10. döneme kadar artış göstermiştir.

Tablo 6: dlistihdam Değişkeninin Varyans Ayrıştırma Tablosu

Dönem	Standart Hata	dlistihdam	dreelücret
1	0.032483	100.0000	0.000000
2	0.033908	93.03467	6.965335
3	0.034078	92.70694	7.293063
4	0.035014	90.28629	9.713711
5	0.038337	90.44115	9.558852
6	0.038953	90.49050	9.509500
7	0.039293	90.52033	9.479673
8	0.039694	89.60434	10.39566
9	0.041136	89.77435	10.22565
10	0.041604	89.80332	10.19668

Sonuç olarak hem eşbütünleşme hem de VAR analizine ait etki tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırma analizlerinden elde edilen bulgulara göre söz konusu dönemde Türkiye ekonomisinde reel ücretlerde meydana gelen artışlar istihdamda değişime neden olmuştur. Bir diğer deyişle ilgili dönemde reel ücretlerde meydana gelen artışlar istihdamı artırıcı etki yaratmıştır.

## SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye'de 1988Q2-2019Q4 döneminde reel ücretler ile istihdam arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990)'a ait eşbütünleşme testi ile araştırılırken seriler

<sup>1</sup> VAR(6) modelinin uygun gecikme sayısında istikrar koşulu sağlanmaktadır. Ayrıca söz konusu gecikme sayısında hata terimlerinin otokorelasyon ve değişen varyans problemine sahip olmadığı görülmüştür.

arasındaki nedensellik ilişkisi Vektör Hata Düzeltme Modeline (VECM) dayalı nedensellik analizi ile incelenmiştir. Ampirik uygulamalardan elde edilen bulgulara göre Türkiye’de reel ücretler ile istihdam arasında uzun dönemde ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Eşbütünleşme analizine ait uzun dönem elastikyetlerinden elde edilen sonuçlarda reel ücretlerde meydana gelen artışların istihdamı artırıcı etki yarattığı tespit edilmiştir. Bunun anlamı Türkiye’de reel ücretler ile istihdam arasında pozitif bir ilişki vardır. Yine nedensellik analizleri de kısa dönemde reel ücretlerden istihdama doğru bir nedensellik ilişkisini ortaya koymuştur.

Bu bağlamda çalışmanın elde ettiği ampirik bulgulara göre Türkiye’de istihdam da bir artış sağlamak ya da işsizlik problemini çözmek için ücretlerin azaltılmasından daha farklı politikalara ihtiyaç duyulmaktadır. Bu sonuç talep yönlü yaklaşımların işsizlikle mücadelede daha yararlı olduğunu desteklemektedir. Dolayısıyla Türkiye’de işsizlikle mücadelede reel ücretlerin azaltılmasına yönelik uygulamaların işsizlikle mücadelede etkin bir politika aracı olmadığı görülmüştür. Aksine elde edilen bulgulara göre işsizliğin azaltılabilmesi için reel ücretlerin artırılması gerektiği ortaya çıkmaktadır. Yine yapılan analiz neticesinde Türkiye’de yaşanan ekonomik krizlerin istihdamı azaltan bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Yaşanan krizler hem çıktı hem de istihdam oranında ciddi kayıplara yol açmaktadır. Ancak kriz dönemleri sonrasında işsizlik problemlerinin çözüm reçetesi hep aynı olmuştur. Emek piyasalarını esnekleştir önerisi bu bağlamda sıklıkla tekrarlanır. Bu sayede piyasanın kendini düzenleyen mekanizması harekete geçecek ve işsizlik problemi kendiliğinden çözülecektir. Yani işsizlik sorunu esneklikle çözülecektir. Ancak daha fazla esneklik ise düşük ücretler ve güvencesiz çalışma anlamına gelmektedir. Ayrıca çalışmanın bulguları reel ücretlerdeki artışın istihdama olan olumlu katkısının krizlerin istihdama olan olumsuz etkisinden yüksek olduğunu göstermiştir. Diğer bir ifadeyle reel ücretlerin ekonomik krizlere göre uzun dönemde istihdam üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu açıdan kriz sonrasında önerilen esnek emek piyasaları tezi ve düşük ücret politikasının Türkiye açısından işsizlik için bir çözüm olmayacağını ilgili sonuçlar bağlamında söylemek mümkündür. Sonuç olarak Türkiye’de yaşanan işsizlik probleminin çözümünde reel ücretlerin düşürülmesinin değil tersine arttırılmasının gerekli olduğu anlaşılmaktadır.

#### KAYNAKÇA

- ADAŞ, C. G. (2003). “Türk İmalat Sanayi İşgücü Piyasasında Ücretler ile İstihdam Arasındaki İlişki”. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 53(2), 145-187.
- ADUDU S.A. ve OJONYE S. M. (2015). “Employment-Real Wage Relationship and Economic Growth in Nigeria”. *Journal of Economics and Sustainable Developmet*, 6(2), ss. 179-188.
- AKINCI, A. ve TUNCER, G. (2016). “Kamu Harcamaları ile Özel Tüketim Harcamaları Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği”. *FSM İlmî Araştırmalar İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi*, Sayı 8, 35-55.
- AKTAKAS, B. G. ve TEKİN İ. (2014). “Ücret Belirlenimine Alternatif Bir Bakış: Türkiye İmalat Sanayi Örneği”, 23 (2), ss. 61-72
- AKPOLAT, A. G. ve ALTINTAŞ, N. (2013). “Enerji Tüketimi ile Reel GSYİH Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi: 1961-2010 Dönemi”. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, Cilt: VIII Sayı: II, 115-127.
- APERGIS, N. ve THEODOSIOU I. (2008). “The Employment –Wage Relationship: Was Keynes Right After All?”. *American Review of Political Economy*, 6(1): 40-50.
- ARDIÇ, K. ve YILMAZ, A. (2011). *İktisat Okulları ve Emek Piyasası*, Derin Yayınları, İstanbul.

- ARESTICS, P. ve FRISANCHO MARISCAL, I. B. (1995). "Wage Determination in the UK". *Applied Economics*, 27(6), 523-528-424.
- AYDINER, A. ve ONARAN, Ö. (2010). "The Determinants of Employment: A Sectoral Analysis for Turkey". *The Developing Economies*, 48 (2), 203-231
- BODKIN, R. G. (1969). "Real Wages and Cyclical Variations in Employment: A Re-Examination of the Evidence". *The Canadian Journal of Economics*, 2(3), 353-374.
- BAHADURI, A. ve STEPHEN, M. (1990). "Unemployment and The Real Wage: The Economic Basis For Contesting Political Ideologies". *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4), 375-393.
- BENDER, K. A. ve IOANNIS, T. (1999). "International Comparisons of the Real Wage-Employment Relationship". *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(4), 621-637.
- CARRUTH, A. ve CLAUS, S. (1993). "The Determination of Contract Wages in West Germany". *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(3), 297-310.
- CHRISTOPOULOS, D. K. (2005). "A Note On The Relationship Between Real Wages and Employment". *Journal of Economic Studies*, Vol. 32 No.1, pp. 25-32.
- ÇOLAK, M. ve KARA, O. (2017). "Türkiye'de Makroekonomik Göstergelerin İstihdama Etkisi". *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi Afro-Avrasya Özel Sayısı*, ISSN: 1302-6879.
- DAVIDSON, P. (1998). Post Keynesian Employment Analysis and the Macroeconomics of OECD Unemployment". *The Economic Journal*, Vol. 108, 817-831.
- DARBY, J. ve WREN-LEWIS, S. (1993). "Is there a Cointegrating Vector for UK Wages?", *Journal of Economic Studies*, 20(1/2), 87-115.
- GALI, J. (2012). "Notes For A New Guide to Keynes (I): Wages, Aggregate Demand, and Employment". *NBER Working Paper Series*, 18651.
- GEARY, P. T. ve KENNAN, J. (1982). "The Employment Real Wage Relationship: An Internal Study". *Journal of Political Economy*, 90(4), 854-871.
- İLHAN, A., AKDENİZ, C. ve BAKIR, H. (2019). "Türk İmalat Sanayinde Reel Ücretler ve İstihdam Arasındaki İlişki", Türk Ekonomi Kurumu 20. Ulusal İktisat Sempozyumu 17-18 Ekim 2019, Çukurova Üniversitesi, Adana.
- KLEIN, N. (2012). "Real Wage, Labor Productivity, and Employment Trends in South Africa: A closer Look". *IMF Working Paper*, 12/92.
- LAVOIE, M. (1996-1997). "Real Wages, Employment Structure, and the Aggregate Demand Curve in a Kaleckian Short-Run Model". *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(2), 275-288.
- LAVOIE, M. (2006), *Introduction to Post-Keynesian Economics*, Palgrave macmillan: NewYork.
- MCCOMBIE, J. S.L. (1985-1986). "Why Cutting Real Wages Will Not Necessarily Reduce Unemployment: Keynes and the "Postulates of he Classical Economics". *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(2), ss. 233-248.

- METİN, K. ve ÜÇDOĞRUK, Ş. (1998). “Türk İmalat Sanayii’nde Uzun Dönem Ücret-Fiyat-İstihdam İlişkilerinin Ekonometrik Olarak İncelenmesi”. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 81(1): 179-287.
- MORA, J. J. ve MURO, J. (2019). “The Long Run Wage-Employment Elasticity: Evidence from Colombia”. *Alcamentos*, 1901.
- NEFTÇİ, S. N. (1978) “A Time-Series Analysis of the Real Wages-Employment Relationship”. *Journal of Political Economy*, 86(2), 281-291.
- NICKELL, S. ve SYMONS, J. (1990). “The Real Wage-Employment Relationship in the United States”. *Journal of Labor Economics*, 8(1), 1-15.
- NYMOEN, R. (1989). “Wages and the Length of the Working Day. An Empirical Test Based on Norwegian Quarterly Manufacturing Data”. *The Scandinavian Journal of Economics*, 91(3), 599-612.
- NYMOEN, R. (1992). “Finnish Manufacturing Wages 1960-1987: Real-wage Flexibility and Hysteresis”. *Journal of Policy Modeling*, 14(4), 429-451.
- ÖZATA, E. ve ETHEM, E. (2010). “Reel Ücretler ile İstihdam Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi”. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(2), ss. 55-70.
- SARGENT, T. J. (1978). “Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations”. *Journal of Political Economy*, 86(6), 1009-1044.
- SECCARECCIA, M. (1991). “An alternative to labour market orthodoxy: the post-Keynesian/institutionalist policy view”. *Review of Political Economy*, 3(1), 43-61.
- SEPUTIENE, J. (2011). “The Estimation of The Relationship Between Wages and Unemployment in The European Union”. *International Journal of Social Sciences and Humanity Studies*, 3(2): 277-285.
- SEVER, E.ve İĞDELi, A. (2018). “Asgari Ücret, İstihdam ve Ekonomik Büyüme İlişkisi”. *Girişimcilik İnovasyon ve Pazarlama Araştırmaları Dergisi*, 2(3), ss.1-14.
- STOCKHAMMER, E. ve ONARAN, Ö. (2003). “Accumulation, Distribution and Employment: A Structural VAR Approach to A Kaleckian Macro Model”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 15: 421-447.
- STOCKHAMMER, E. ve SYED, M. A. (2018). Varieties of Capitalism and Post-Keynesian Economics on Eurocrisis”. *Post-Keynesian Economics Society*, Working Paper No.1813.
- SUEDEKUM, J. ve UWE, B. (2004). “Wages and Employment Growth: Disaggregated Evidence for West Germany”. *IZA Working Paper*, No. 1128.
- YENTÜRK, N. (1997). “Türk İmalat Sanayiinde Ücretler, İstihdam ve Birikim” Friedrich Ebert Stiftung, Çözüm Publication, İstanbul.
- YILDIRIM, Z. (2015). “Türkiye İş Gücü Piyasası Dinamiklerinin Yapısal Vektör Hata Düzeltme Modeli (SVECM) ile Analizi”. *Ekonomik Yaklaşım*, 26(94), 57-84.

## EKLER

### EK 1

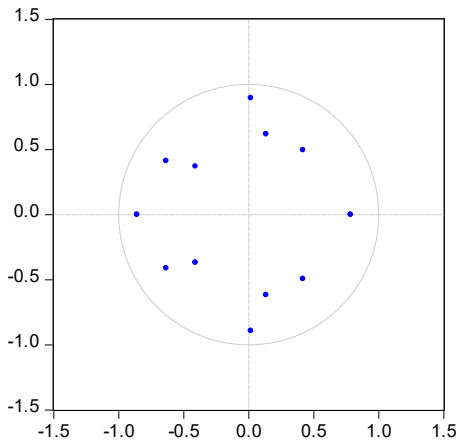
Roots of Characteristic Polynomial  
Endogenous variables: DLISTIHDAM  
DREELUCRET DUMMY  
Exogenous variables: C  
Lag specification: 1 5  
Date: 05/22/20 Time: 18:40

Root	Modulus
-0.940518	0.940518
-0.055388 - 0.911793i	0.913473
-0.055388 + 0.911793i	0.913473
-0.632003 - 0.446842i	0.774013
-0.632003 + 0.446842i	0.774013
0.527790 - 0.517116i	0.738899
0.527790 + 0.517116i	0.738899
0.624200 - 0.267910i	0.679265
0.624200 + 0.267910i	0.679265
0.139218 - 0.647677i	0.662471
0.139218 + 0.647677i	0.662471
-0.176920 - 0.512516i	0.542193
-0.176920 + 0.512516i	0.542193
-0.473296	0.473296
-0.312665	0.312665

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial





## EK 2

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 05/22/20 Time: 18:41

Sample: 1988Q2 2019Q4

Included observations: 121

Null hypothesis:  
No serial  
correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.460930	9	0.4884	0.942838	(9, 243.5)	0.4885
2	12.31434	9	0.1962	1.383060	(9, 243.5)	0.1962
3	2.422834	9	0.9829	0.266695	(9, 243.5)	0.9829
4	10.78250	9	0.2909	1.207237	(9, 243.5)	0.2910
5	3.619834	9	0.9346	0.399425	(9, 243.5)	0.9346

Null hypothesis:  
No serial  
correlation at lags  
1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.460930	9	0.4884	0.942838	(9, 243.5)	0.4885
2	21.18888	18	0.2700	1.187801	(18, 274.8)	0.2703
3	34.08398	27	0.1636	1.281962	(27, 275.2)	0.1644
4	43.00224	36	0.1964	1.212330	(36, 269.6)	0.1981
5	54.63723	45	0.1538	1.237486	(45, 262.2)	0.1565

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## EK 3

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 05/22/20 Time: 18:41

Sample: 1988Q2 2019Q4

Included observations: 121

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
152.2527	150	0.4333

Individual components:

Dependent	R-squared	F(25,95)	Prob.	Chi-sq(25)	Prob.
res1*res1	0.277859	1.462131	0.0979	33.62095	0.1163
res2*res2	0.296892	1.604579	0.0539	35.92399	0.0728
res3*res3	0.148244	0.661370	0.8809	17.93748	0.8450
res2*res1	0.142434	0.631148	0.9055	17.23456	0.8731
res3*res1	0.161734	0.733168	0.8105	19.56982	0.7690
res3*res2	0.245589	1.237041	0.2292	29.71624	0.2351

## EK 4

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	3	3	3	3
Max-Eig	3	3	3	3	3

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-71.10000	-71.10000	-71.09276	-71.09276	-71.01888
1	-48.52180	-46.88560	-46.88157	-46.55722	-46.52566
2	-32.91099	-31.16735	-31.16690	-27.43950	-27.42626
3	-24.88883	-20.92098	-20.92098	-17.11607	-17.11607

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	1.935000	1.935000	1.984879	1.984879	2.033648
1	1.658697	1.648093	1.681360	1.692620	1.725428
2	1.498517	1.502789	1.519448	1.490658	1.507104
3	1.464814	1.448683	1.448683	1.435268	1.435268*

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	2.980309	2.980309	3.099876	3.099876	3.218332
1	2.843381	2.856006	2.935731	2.970221	3.049486
2	2.822575*	2.873306	2.913194	2.930862	2.970537
3	2.928247	2.981803	2.981803	3.038076	3.038076