

## REEL ÜCRETLER İLE İSTİHDAM ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ

Yrd. Doç. Dr. Erkan ÖZATA\* Yrd. Doç. Dr. Ethem ESEN\*\*

### ÖZ

*Reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki ilişki ekonomi teorisinde uzun süredir tartışmalı bir konudur. Bu bakımdan bu çalışma reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında uzun dönem bir ilişkinin varlığını ve yönünü araştırmaktadır. Bu amaçla Türkiye'nin 1988:1'den 2008:4'e çeyrek dönemlik özel imalat sanayi verilerine eşbütünleşme ve nedensellik testleri uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Bu ilişkinin yönü incelendiğinde elde edilen sonuçlar Neo-Klasik ekonomistlerin görüşünü desteklemektedir. Buna göre, reel ücretlerdeki bir azalma istihdam düzeyini artırmaktadır.*

**Anahtar Kelimeler:** *İstihdam, Reel ücretler, Zivot Andrews Testi, Eşbütünleşme, Nedensellik.*

## AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF RELATIONSHIP BETWEEN REAL WAGES AND EMPLOYMENT

### ABSTRACT

*The relationship between real wages and employment has long been the controversial issue in economic theory. In this respect this study investigates the existence and the direction of a long-run relationship between real wages and employment level. For this purpose, cointegration and causality tests are applied to quarterly data from 1988:1 to 2008:4 of Turkish private manufacturing industry. The results indicate the existence of a long-run relationship between real wages and employment level. When the direction of this relationship is analyzed, obtained results support the view of Neo-classical economists. According to this, a reduction in real wages will increase the employment level.*

**Keywords:** *Employment, Real wages, Zivot Andrews Test, Cointegration, Causality.*

\* Anadolu Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, e-posta: eozata@anadolu.edu.tr

\*\* Anadolu Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, e-posta: etheme@anadolu.edu.tr

## 1. GİRİŞ

Reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki ilişki, ekonomi teorisinde günümüze kadar önemli çalışmalara ve tartışmalara konu olmuştur. İki değişken arasındaki ilişki üzerine Neo-klasik iktisatçılar ile Keynesyen iktisatçılar arasında önemli teorik ayrışmalar vardır. Neo-klasikler ekonomiyi, “görünmez el” yardımıyla kendi kendine kusursuz bir şekilde işleyen, kendi hatalarını düzeltebilen bir mekanizma olarak görmektedirler. Esnek ücretlerin varlığı, piyasaların temizlenmesini sağlayacak ve bu sayede emek piyasasında herhangi bir emek arz veya talep fazlası oluşmayacaktır. Piyasa güçlerinin kendiliğinden tam istihdamı sağlama süreci sonunda ise, ekonomide herhangi bir iradi olmayan işsizlik durumu söz konusu olmayacaktır. Dolayısıyla ekonomiye herhangi bir müdahale yapılmaksızın mekanizma, emek piyasasındaki dengeyi ücretlerin esnekliği yoluyla sağlayacaktır. Diğer bir ifadeyle, Neo-klasik ekonomistlere göre, ücretlerdeki bir azalma, istihdam düzeyini artıracaktır ve böylece ekonomide çalışmak isteyip de iş bulamayan kimse mevcut olmayacaktır. Bu bakımdan Neo-klasiklere göre reel ücretlerle istidam düzeyi arasında yakın bir ilişki vardır.

Neo-klasik görüşün aksine Keynesyenler<sup>1</sup>, ücretlerle istihdam arasındaki böyle bir ilişkiyi kabul etmezler. Keynesyenlere göre, reel ücretlerdeki bu biçimdeki değişikliklerin istihdam düzeyini değiştirmesi olası değildir. Çünkü ücretlerin azaltılmasıyla işvereni daha çok işgücü çalıştırmaya ve de işsiz olan emeği çalışmayı kabul etmeye itecek bir mekanizma yoktur.

Bu çalışmanın temel amacı, reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında uzun dönem anlamlı bir ilişkinin istatistiksel olarak var olup olmadığını test etmektir. Bu amaçla, Türkiye’nin özel imalat sanayi 1988:1-2008:4 dönemi verileri, zaman serileri ekonometrik teknikleri kullanılarak incelenmektedir. Çalışma şu şekilde organize edilmiştir: Takip eden kısımda reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişki üzerine temel iki görüşün teorik çerçeveleri genel olarak açıklanacaktır. Üçüncü kısımda literatürde daha çok son yirmi yılda yapılan çalışmaların sonuçları belirtilecek ve son kısımda ise, ekonometrik analiz yapılarak reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü ortaya konacaktır.

## 2. REEL ÜCRETLER İLE İSTİHDAM DÜZEYİ İLİŞKİSİNE NEO-KLASİK VE KEYNESYEN YAKLAŞIMLAR

Klasik istihdam teorisinde esnek fiyatların geçerli olduğu durumda emek piyasasındaki emek arz ve talebi, istihdam düzeyini ve reel ücretleri belirlemektedir. Klasik ve Neo-Klasik ekonomistlere göre, rekabetçi bir piyasa yapısında esnek fiyatların sağladığı piyasa temizlenmesi mekanizması altında, ücretlerin ayarlanması süreciyle emek piyasasında herhangi bir emek talep veya arz fazlası olmayacaktır. Eğer, emek piyasasında, bir şekilde emek fazlasının ortaya çıkması halinde, oluşan işsizliğin temel nedeni olarak Neo-Klasikler, ücretlerin esnek olmamasına yol açan kurumsal engelleri işaret etmektedirler (Seccareccia, 1991, s. 44). Diğer bir ifadeyle, süreklilik arz eden bir işsizlik söz konusu ise, bunun nedeni; emek piyasasında kendi başına işleyen ve kendi hatasını düzeltebilen mekanizmaların serbest işleyişini engelleyen aşağıya doğru olan ücret yapışkanlıklarıdır.

Neo-Klasiklere göre, asgari ücret uygulamaları, sendika faaliyetleri gibi ücret oluşumuna etki eden bu yapışkanlık faktörleri, reel ücretlerin denge düzeyinin çok üzerinde oluşmasına neden olmaktadır. Bu

<sup>1</sup> Burada, kendilerinin Keynes’in devamı niteliğinde olduğunu ifade eden çeşitli düşünce okullarının veya görüşlerinin (Yeni Keynesyenler, Post Keynesyenler gibi) olduğunun vurgulanmasında fayda vardır. Bu okulların birçok görüşlerinde önemli farklılıklar ortaya çıkabilmektedir. Daha kapsamlı bilgi için bakınız: Snowdon, Vane ve Wynarczyk, 1994, s. 74-75.

durumda işsizliğin azaltılmasının veya istihdamın artırılmasının yolu, ücretlerin düşürülmesidir. Bu sağlandığı takdirde azalan ücretler, emeği göreceli olarak daha ucuz hale getirecek ve işvereni daha fazla işgücü çalıştırmaya teşvik edecektir. Böylece, ücretlerdeki düşüşü kabul etmeye razı olan işsizler de istihdam edilmiş olacaktır. Bu şekilde Klasik ve Neo-klasik teoride, reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında yakın bir ilişki varlığı açık bir şekilde ortaya koyulmaktadır.

Keynes, Neo-klasiklerin aksine, ekonomide emek piyasasını temizleme işlevine sahip olan kendi hatalarını düzeltebilen piyasa mekanizmalarının varlığını kabul etmemektedir. Ücret yapışkanlığı ile ilgili olarak da; Keynes'in takipçileri olduklarını ifade eden iktisatçılara göre, emek piyasasının temizlenmesini engelleyen işsizliğin, ücret yapışkanlığı ile açıklanması görüşü, Keynes'ten ziyade Neo-Klasik senteze dayanmaktadır<sup>2</sup> (Sardoni, 1998, s.106-7). Dolayısıyla, reel ücretlerin düşürülmesi işsizliğin azalmasına veya istihdamın artmasına yol açmayacaktır. Bu iktisatçılara göre, istihdam düzeyinin; dolayısıyla işsizliğin, temel belirleyicisi efektif taleptir. Bu nedenle işsizliğin temel kaynağı efektif talebin yetersiz oluşudur. Talebin yetersiz oluşu, üretim düzeyini ve buna bağlı olarak da istihdam düzeyini etkilemektedir.

Keynesyenler'e göre ücretler toplam talebin önemli bir bileşeni olduğu için ücretlerdeki bir düşüş, işsizliğin azalmasını sağlamayacaktır. Çünkü ücretlerdeki azalma, aynı zamanda toplam talepte bir daralmaya yol açacak ve bu durum, ekonominin üretim düzeyini azaltabilecektir. Böylece, Neo-Klasiklerin, ücretlerin düşüşü işsizliği azaltacaktır, söyleminin tersine; ücretlerdeki azalmalar ekonominin daha kötüye gitmesine yol açabilecektir. Keynesyenler, Klasiklerin aksine, özellikle ekonominin durgunluk dönemlerinde sabit ücretlerin, ekonomi üzerindeki istikrar sağlayıcı rolüne dikkat çekmektedirler. Ücretlerin işsizliğin yoğun olduğu durgunluk dönemlerinde azaltılmamasının toplam talep düzeyi üzerinde yarattığı olumlu etki en azından ekonominin daha kötüye gitmesini engelleyecek ve hatta iyileşme yönünde ekonomide katalizör görevini görebilecektir. Aksine, esnek ücretler, ekonomideki durgunluk esnasında en çok ihtiyaç duyulan değişken olan toplam talebinin azalmasına yol açacak ve buna bağlı olarak yatırım yapacak girişimcileri cesaretsiz kılarak, istihdam düzeyinde artış yönünde herhangi bir etki yaratmayacaktır (Seccareccia, 1991, s. 54).

Bununla birlikte, Keynes'e göre, "emek birimi tarafından elde edilen reel ücretin istihdam miktarı ile ters bir ilişkisi vardır. Eğer istihdam artarsa, kısa dönemde emek birimi başına düşen ücret genellikle düşer. Azalan verimlerin geçerliliği altında, marjinal ürün istihdam arttıkça zorunlu olarak azalacaktır. Bu önerme dikkate alındığında, artan istihdamın anlamı, marjinal ürünün ve buna bağlı olarak, bu ürün vasıtasıyla ölçülen ücretlerin azalmasıdır" (Keynes, 1936, s. 17-8). Azalan verimlerin geçerliliğinde ortaya çıkan bu durumda istihdam düzeyindeki artışın temel nedeni, efektif talepte bir artışın olmasıdır. Diğer bir ifadeyle, efektif talepteki artış, istihdam düzeyini artırmakta; istihdam düzeyindeki artış da azalan verimler varsayımının geçerli olduğu durumda reel ücretlerin azalmasına yol açmaktadır. Dolayısıyla Keynes'e göre, reel ücretler istihdamı belirlemez; tersine, istihdam düzeyi reel ücretleri belirlemektedir. Bu şekilde, reel ücretler ile istihdam arasındaki nedensellik ilişkisi dikkate alındığında; Keynes'e göre nedensellik, reel ücretlerin istihdamı belirlediği Klasik ve Neo-klasik modellerin tersine, istihdamdan reel ücretlere doğru işlemektedir (McCombie, 1985-86, s. 235).

2 Bununla birlikte, Yeni Keynesyenler, işsizliğin nedeni olarak ücret yapışkanlığını benimsemektedirler.



### 3. LİTERATÜRDEKİ AMPİRİK ÇALIŞMALAR

Literatürde reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki ilişkiyi inceleyen son yirmi yıldaki ampirik çalışmalarda, iki değişken arasındaki bir ilişkinin varlığı konusunda bir uzlaşma olmayıp, farklı ülkeler için birbiriyle çelişen sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin, Arestis ve Mariscal (1994), Carruth ve Schnabel (1993), Smith ve Hagan (1993), Suedekum ve Blien (2004), Apergis ve Theodosiou (2008) ücretler ve istihdam arasında anlamlı negatif bir ilişki bulmuşlardır. Diğer yandan, Darby ve Wren-Lewis (1993), Bender ve Theodossiou (1999), Nymoen (1989), Nymoen (1994) ve Christopoulos (2005) ücretler ile istihdam arasında anlamlı hiçbir ilişki bulamamışlardır.

İngiltere'nin 1966:1-1992:2 dönemi için; Arestis ve Mariscal (1994), yaptıkları çalışmada eşbütünleşme ilişkisini belirleyen iki farklı yöntem olan Engle-Granger ve Johansen metodolojilerini kullanarak, ücretler ile istihdam arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişkinin olduğunu ifade etmişlerdir. Bunun yanında, Darby ve Wren-Lewis (1993) de, eşbütünleşme tekniklerini İngiltere verilerine uygulamıştır. Çalışmada 1953-1990 yıllık ve 1963-1990 üçer aylık olmak üzere, iki farklı veri seti kullanılmış ve Arestis ve Mariscal'ın aksine, reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Carruth ve Schnabel (1993) Batı Almanya için yaptıkları çalışmada 1964-1989 dönemine ilişkin verileri ele alarak, ücretler ile istihdam arasında uzun dönemli istatistiksel bir ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Bunun yanında Carruth ve Schnabel çalışmalarında, veri döneminde Almanya'nın birleşmesinden önce iki ayrı ülkeden biri olan Batı Almanya için ücretlerin, etkin ücret uygulamasından ziyade pazarlıklar yoluyla belirlenmesini önermişlerdir. Aynı yönlü sonuç Suedekum ve Blien (2004)'da da elde edilmiştir. Batı Almanya için yapılan çalışmada, ücretlerin istihdama etkisinin anlamlı bir şekilde negatif olduğunu tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra, 1993-2001 döneminin incelendiği çalışmada, ücretlerin satın alma gücü vasıtasıyla, ücret artışlarının daha çok istihdama yol açacağı iddiasını destekleyen herhangi bir bulgunun da elde edilemediği belirtilmiştir.

Smith ve Hagan (1993) Avusturya'nın imalat sanayinde 1971:1-1988:4 dönemi için istihdam, hasıla, fiyatlar ve ücretler arasındaki uzun dönemli ilişkileri Johansen eşbütünleşme yöntemini kullanarak incelemiştir. Çalışmada, ücretler ile istihdam arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığı belirtilerek, hata düzeltme modeli (ECM) ve etki tepki fonksiyonları kullanılarak, ilişkinin yönünün negatif olduğu ortaya konulmuş ve ücretlerdeki bir artışın istihdamı azalttığı ifade edilmiştir. Avusturya için aynı sonuç Russell ve Tease (1988) tarafından da elde edilmiş ve 1970'lerin ortası ve 1980'lerin başı için reel ücretlerin istihdam üzerinde çok önemli bir etkisinin olduğu vurgulanarak, reel ücretlerdeki düşüşün istihdamı artırdığı belirtilmiştir.

Bender ve Theodossiou (1999), reel ücretler-istihdam ilişkisini on OECD ülkesi için incelemiştir. 1950-1992 döneminin incelendiği çalışmada, hem Engle-Granger eşbütünleşme metodolojisi hem de Johansen yöntemi uygulanmış ve iki değişken arasında uzun dönemli yeterli bir istatistiksel ilişki bulunamamıştır. Bununla birlikte, Engle-Granger metodolojisi, Kanada için iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını gösterirken; Johansen yöntemi, aynı ülke için "değişkenler arasında hiçbir eşbütünleşme vektörü yoktur" sıfır hipotezini reddetmemektedir. Aynı OECD ülkeleri için benzer çalışma, Apergis ve Theodosiou (2008)'de yapılmıştır. 1950-2005 döneminin incelendiği çalışmada Bender ve Theodossiou (1999)'dan farklı olarak, panel eşbütünleşme ve nedensellik metodolojisi

uygulanmıştır. Çalışma, Bender ve Theodossiou (1999)'un aksine, iki değişken arasındaki uzun dönemli ilişkiye yönelik olarak istatistikî bulgular elde etmiştir. Bununla birlikte çalışmada, Neo-klasik görüşün ifade ettiği, ücretlerdeki düşüşler istihdamı artırır, görüşü reddedilmektedir. Tersine, Keynes'in, talepteki bir artış yoluyla istihdam düzeyinin artmasından dolayı reel ücretler azalır, görüşü desteklenmektedir.

Nymoer, reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki uzun dönemli istatistikî bir ilişkinin var olup olmadığını Norveç ve Finlandiya için test etmiştir. Nymoer (1989), Norveç imalat sanayiinin 1967:1-1986:4 çeyrek dönemlik verilerini kullandığı çalışmada, reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını Engle-Granger eşbütünleşme yöntemini uygulayarak ortaya koymuştur. Benzer şekilde Nymoer (1994)'de de, Finlandiya imalat sanayiinde 1960-1987 dönemi için, iki değişken arasındaki uzun dönemli anlamlı bir ilişkinin varlığı elde edilememiştir.

Christopoulos (2005), Avrupa Birliği üyesi on iki ülkenin 1961-1996 yılları arası yıllık verilerini kullanarak reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki uzun dönem ilişkisini varlığını incelemiş ve analiz sonucunda iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki bulamamıştır. Dolayısıyla Christopoulos'un bulduğu sonuç, reel ücretler ile istihdam düzeyi arasında sistematik bir ilişkinin var olduğunu öne süren neo-klasik önermeyi desteklememektedir.

Metin ve Üçdoğruk (1998), 1962-1992 dönemi için Türk imalat sanayiinde ücret-fiyat-istihdam arasındaki uzun dönem ilişkiler çok değişkenli eşbütünleşme analizi araştırılmıştır. Çalışmada ücretlerin dolaylı olarak fiyat ve istihdamdaki değişmeye göre ayarlandığı ve reel ücretler ile istihdam düzeyi arasındaki ilişkinin yönünün de, istihdamdan reel ücretlere doğru olduğu belirtilmiştir. Dolayısıyla, Metin ve Üçdoğruk'un elde ettiği sonuçlar Keynesyen önermeyi destekler niteliktedir.

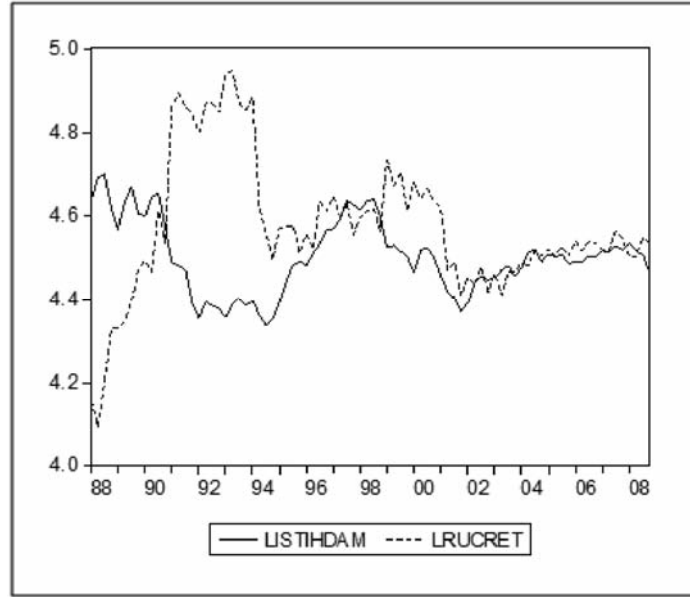
#### 4. EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu kısımda, reel ücretlerle istihdam arasındaki ilişkiler eşbütünleşme, Granger nedensellik gibi zaman serisi ekonometrik teknikleri kullanarak araştırılacaktır. Bu amaçla önce çalışmada kullanılan veri tanıtılacak, daha sonra serilerin zaman serisi özellikleri araştırılacak ve bulgular değerlendirilecektir.

##### 4.1. Veri Seti

Bu çalışmada Türkiye ekonomisindeki reel ücretler ve istihdam arasındaki ilişkiler belirlenmeye çalışılmıştır. Kullanılan veriler 1997 baz yılı, 1998:1 ve 2008:4 dönemini kapsayan üçer aylık sanayi istihdam ve ücret istatistikleridir. TÜİK web sitesinden elde edilen verilerden istihdam için, özel imalat sanayi üretiminde çalışanlar, reel ücret için ise özel imalat sanayiinde saat başına reel ücret endeksi kullanılmıştır.

Şekil 1'de serilerin logaritmik düzeylerinin zamana karşı grafiği gösterilmektedir. Başlangıç döneminde birbirinden uzaklaşma eğiliminde olan seriler özellikle 1994 sonrasında birlikte hareket etmeye başlamışlardır. 1994 yılının Nisan ayında içine düşülen iktisadi kriz, ücret ve istihdam politikalarında önemli değişiklikler yaratmıştır.



Şekil 1. Serilerin Zamana Karşı Grafiği

## 4.2. Birim Kök Testleri

Ekonometrik modellerde kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmaması modelin ampirik sonuçları ile ilgili önemli sonuçlar içerir. Durağan bir süreçte seri sabit bir uzun dönem ortalaması etrafında dalgalanır ve herhangi bir şokun etkisi kalıcı olmaz. Diğer taraftan, serinin birim kök içermesi durumunda ise serinin uzun dönem deterministik yoluna dönme gibi bir eğilimi olmayacak ve daha da önemlisi cari dönemde ortaya çıkacak bir şok serinin uzun dönem değerleri üzerinde kalıcı etkiler bırakacaktır. Bu nedenle makroekonomik değişkenlerin bütünleşme dereceleri zaman serilerinin uygun modellenmesi açısından önemli bilgiler içerir.

Serilerin durağan olup olmadıklarını belirlemek amacıyla birim kök testleri yapılır. Çünkü durağan olmayan serilerin kullanıldığı analizlerde düzmece regresyon sorunu ile karşılaşılabilir. Yani aralarında gerçekte herhangi bir ilişki olmayan değişkenler, serilerin durağan olmaması nedeniyle ilişkili gibi görülebilir. Bu nedenle zaman serisi kullanılan analizlerde yapılması gereken ilk iş, modelde kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadıklarını belirlemesidir. Bir zaman serisi, ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır (Gujarati, 2004, s. 798). Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler; Dickey Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) (1981) Phillips Perron (1988) ve KPSS (1992) testleridir.

### 4.2.1. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Testi

ADF testini uygulamak için aşağıdaki eşitliklerden birinin tahmin edilmesi gerekir.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Eşitliklerin sağ tarafında yer alan  $\Delta y_{t,j}$  gecikmeli fark terimlerini ifade etmektedir. Gecikmeli fark terimlerine yer verilmesinin nedeni birbirini takip eden hata terimlerinin ilişkisiz olmasını sağlamak; yani otokorelasyonu engellemektir. Eşitliklerde  $k$  ile ifade edilen gecikme uzunluğu, genelde Akaike veya Schwarz bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir.

ADF testinde eşitliklerde yer alan  $\alpha$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığı test edilir. Hesaplanan ADF  $\tau$  istatistiğinin mutlak değeri Mackinnon kritik değerinden büyükse serinin birim köke sahip olduğunu ifade eden sıfır hipotez reddedilerek durağan olduğuna karar verilir.

Bir testin gücü yanlış olan sıfır hipotezini reddetme olasılığına eşittir. Güçlü bir test ilgilenilen zaman serisi gerçekten durağansa, birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezini doğru bir şekilde reddetmelidir (Enders, 2010, s. 234). Bu açıdan bakıldığında ADF testinin gücünün düşük olduğu söylenebilir. Çünkü otokorelasyondan kurtulmak için eşitliğe gecikmeli fark terimlerinin eklenmesi serbestlik derecesinde bir azalmaya neden olarak test sürecinin gücünü azaltır. Sonuçta ADF testi, birim kök ve yakın birim kökü ayırtmakta yetersiz kalmaktadır.

İstihdam ve reel ücret serilerinin ADF testi sonuçları Tablo 1’de sunulmaktadır. Analizde her iki serinin de doğal logaritmaları kullanılmıştır.

**Tablo 1. Düzeyde ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Genişletilmiş (Augmented) Dickey Fuller (ADF) Testi		
Değişken	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
<i>Listihdam</i>	-4,0763 [8] (-2,90)	-4,038 [8] (-3,47)
<i>Lrucret</i>	-3,023 [2] (-2,89)	-3,56 [2] (-3,46)

*Tahmin edilen katsayıların yanındaki ayraç gecikme sayısını (Schwarz Bilgi Kriterine göre), altındaki parantez % 5 anlam düzeyindeki MacKinnon kritik değerini göstermektedir.*

Her iki değişken için hesaplanan test istatistiğinin örnek değeri % 5 anlam düzeyindeki MacKinnon kritik değerinden büyük olduğundan serilerin birim köke sahip olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilerek, düzeyde durağan olduklarına karar verilir. Yani her iki zaman serisi  $I(0)$ ’dır.

#### 4.2.2. Phillips Perron Testi

Phillips ve Perron (1988) birim kökün varlığının sınanmasında otokorelasyonu kontrol altında tutan alternatif bir yöntem önermişlerdir. PP testinde ADF testinin hata terimleri ile ilgili sınırlayıcı varsayımlarına (hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız dağıldığı ve sabit varyansa sahip olduğu) yer verilmemiştir. Bu testte de ADF testinde olduğu gibi hesaplanan  $\tau$  test istatistiğinin mutlak değeri Mackinnon tarafından belirlenen tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

İstihdam ve reel ücret serilerinin Phillips Perron birim kök testi sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır.



**Tablo 2. Düzeyde ve Birinci Farklarda Phillips Perron Birim Kök Testi**

Değişken	Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi		
		Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
<i>Listihdam</i>	Düzy	-2,1765 [2] (-2,89)	-2,097 [2] (-3,46)
<i>d(Listihdam)</i>	Birinci Fark	-6,9566 [8] (-2,89)	-6,9683 [9] (-3,46)
<i>Lrucret</i>	Düzy	-2,8529 [0] (-2,89)	-3,0399 [3] (-3,46)
<i>d(Lrucret)</i>	Birinci Fark	-11,0115 [2] (-2,89)	-11,2606 [2] (-3,46)

*Tahmin edilen katsayıların yanındaki ayraç Newey West önerisi doğrultusunda Barlett Kernel için gecikme sayısını, altındaki parantezler ise %5 anlam düzeyindeki MacKinnon kritik değerlerini göstermektedir.*

Tablodan da görüleceği gibi PP birim kök testi sonuçları her iki zaman serisi için düzeyde birim kökün varlığını doğrulamakta ve serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıklarını göstermektedir. Serilerin bütünleşme değerlerini belirlemek amacıyla birinci farkları alınarak aynı test tekrarlanmıştır. Birinci farkları alındığında her iki serinin de durağan hale geldiği görülmektedir. PP testi sonuçlarına göre istihdam ve reel ücret serileri  $I(1)$ ' dir.

PP ve ADF testlerinin çelişkili sonuçlar vermesi serilerde yapısal kırılmanın olabileceğini akla getirmektedir. Yapısal kırılmayı dikkate almadan birim kök testleri yapmak yanıltıcı sonuçlar verip, testin gücünü azaltacağından dolayı, kırılmayı dikkate alan Zivot Andrews (1992) birim kök testi uygulanmıştır.

#### 4.2.3. Zivot Andrews Birim Kök Testi

Geleneksel birim kök testlerinde (DF, ADF, PP) karşılaşılan yaygın sorun bu testlerin yapısal kırılma olasılığını dikkate almamasıdır. Perron'a göre (1989) veride yapısal kırılma söz konusu ise bu birim kökün varlığı yönünde kanıtların daha güçlü görünmesine ve test sonucunun hatalı çıkmasına sebep olabilir. Bu sorunu aşmak için Perron tarafından önerilen çözüm, modelde dışsal bir yapısal kırılma belirleyerek veride birim kökün varlığının test edilmesidir. Bu yöntemde potansiyel kırılma tarihinin bilindiği varsayılarak modele sabit terim ve eğim katsayısı kukla değişkenleri eklendikten sonra test istatistiği hesaplanmaktadır. Aslında Perron tarafından önerilen çözüm standart Dickey Fuller yönteminin biraz daha geliştirilmiş biçimidir.

Ancak Perron tarafından önerilen bu çözüm önerisi, veride ön inceleme yaparak bir yapısal kırılma noktası belirlemenin birim kök hipotezinin aşırı reddine neden olacağı gerekçesi ile Banerjee vd. (1992), Christiano (1992) ve Zivot ve Andrews (1992) tarafından sorgulanmıştır. Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989)'un aksine, yapısal kırılmanın gerçek zamanının bilinmediği varsayımından yola çıkarak yapısal kırılma noktasını içsel bir değişken olarak ele almışlardır. Yani Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen test, yapısal değişimlerin gerçekleştiği dönemler hakkında bir ön bilgiye sahip olunmadığı durumlarda kullanılmaktadır. Zivot ve Andrews birim kök testi için 3 farklı model önermişlerdir. Bunlar serinin düzey değerinde bir defalık kırılma öngören ve sabit terim kukla değişkeni içeren Model A, trend fonksiyonunun eğiminde bir defalık kırılma öngören ve eğim katsayısı kukla değişkeni içeren model B ve hem sabit terim hem de eğim katsayısı kukla değişkeni içerip ilk iki modeli birleştiren Model C dir. Zivot ve Andrews bu üç modeli temsil etmek üzere aşağıdaki eşitlikleri kullanmışlardır.



$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Model A})$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Model B})$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Model C})$$

Burada  $DU_t$  ve  $DT_t$  sabit terimdeki ve trenddeki kaymayı gösteren kukla değişkenlerdir. Yapısal kırılmanın gerçekleştiği tarihe TB dersek kukla değişkenlerin alacakları değerleri şöyle ifade edebiliriz:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } t > TB \\ 0 & \text{değilse} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} 1 - TB & \text{eğer } t > TB \\ 0 & \text{değilse} \end{cases}$$

Birim kök testi yaparken her üç modelde  $\alpha$  parametresinin anlamlı olup olmadığı test edilir.  $\alpha = 0$  şeklindeki sıfır hipotezi  $y_t$  serisinin herhangi bir yapısal kırılmayı dışlayan bir birim kök içerdiğini, yani serinin durağan olmadığını belirtirken;  $\alpha < 0$  şeklindeki alternatif hipotez ise serinin bilinmeyen bir zamanda gerçekleşen bir kırılma ile trend durağan süreç olduğunu ifade etmektedir. Zivot Andrews yöntemi örneklemdaki tüm noktaları potansiyel bir kırılma tarihi olarak ele alıp her tarih için ayrı bir regresyon modelini en küçük kareler yöntemini kullanarak tahmin eder. Ele alınan tüm noktalardan  $\hat{\alpha} (= \alpha - 1) = 1$  hipotezi için hesaplanan t istatistiğinin minimum olduğu nokta kırılma tarihi (TB) olarak belirlenir.

Çoğu ekonomik zaman serisi Model A ya da Model C kullanılarak modellenmiştir. Sen (2003)'e göre kırılma model C'ye göre gerçekleşmişken, model A kullanılırsa testin gücünde önemli bir kayıp ortaya çıkar. Fakat kırılma Model A'ya göre gerçekleşmişken Model C kullanılırsa gerçekleşen güç kaybı çok daha azdır. Buradan hareketle yanlış model seçiminin test sonucuna etkisini en aza indirmek amacıyla ampirik analizler için model C tercih edilmiştir.

**Tablo 3. Düzeyde ZA Birim Kök Testi Sonuçları (Model C)**

	İstihdam	İlcret
TB	1994:Q4	1994:Q2
$c$	1,1317 (4,9014)	1,777 (4,63)
$\alpha$	-0,2384 (-4,92)	-0,4068 (-4,3863)
$\beta$	-0,0041 (-3,73)	0,0108 (2,6545)
$\gamma$	0,0573 (4,064)	-0,1767 (-3,801)
$\theta$	0,0039 (3,4365)	-0,0113 (-2,604)
$k$	4	2

Parantez içindeki değerler t istatistiklerini ifade etmektedir.  $k$ , seçilen gecikme uzunluğudur.



**Tablo 4. Zivot Andrews Tablo Kritik Değerleri**

$t_{\alpha}$ Kritik Değerleri		
%1	%5	%10
-5,57	-5,08	-4,82

*Zivot Andrews tarafından belirlenen Model C için tablo kritik değerleri*

Her iki seride  $\alpha$  parametresi için hesaplanan t değeri mutlak olarak, %5 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden küçük olduğundan birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu sonuçlara göre yapısal kırılma dikkate alındığında serilerin durağan olmadıkları görülmektedir. Birinci farklar alınarak aynı test tekrar edilmiş ve sonuçlar tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5. Birinci Farklarda ZA Birim Kök Testi Sonuçları (Model C)**

	d(listihdam)	d(lrucret)
TB	1997:Q4	1995:Q1
$c$	-0,035 (-2,9253)	0,1479 (4,2355)
$\alpha$	-0,9595 (-4,8761)	-1,3583 (-7,3435)
$\beta$	0,0015 (3,1325)	-0,0086 (-4,2199)
$\gamma$	-0,0336 (-2,8220)	0,0888 (2,8461)
$\theta$	-0,0013 (-2,4095)	0,0085 (4,0285)
$k$	4	1

*Parantez içindeki değerler t istatistiklerini ifade etmektedir. k, seçilen gecikme uzunluğudur.*

$\alpha$  parametresi için hesaplanan t değerleri Tablo 4'teki kritik değerlerle karşılaştırıldığında istihdam serisi %10 anlam düzeyinde, reel ücret serisi ise %1 anlam düzeyinde durağandır. Yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda her iki zaman serisinin birinci dereceden bütünlük oldukları sonucuna varırız.

### 4.3. Eşbütünlüşme

Birim kök testlerine göre serilerin aynı dereceden bütünlük oldukları sonucuna varılmıştır. Ancak değişkenlerin aynı dereceden bütünlük olmaları uzun dönemde her zaman birlikte hareket ettiklerini göstermez. Durağan olmayan iki ya da daha fazla seri arasında uzun dönemde bir ilişki olup olmadığı eşbütünlüşme testi ile belirlenmektedir. Bu amaca yönelik olarak geliştirilmiş birçok test vardır. Bu çalışmada serilerin birinci farklarında durağan oldukları belirlendikten sonra aralarındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığı Johansen (1988) yöntemi kullanılarak araştırılmıştır. Johansen testi, maksimum olabilirlik yöntemi kullanarak eşbütünlüşme ilişkisinin sayısını ve bu ilişkinin parametrelerini bulmamızı sağlar. Bu yöntemde eşbütünlüşme ilişkisini ortaya koymak için Maksimum Öz Değer Testi ve İz Testi olmak üzere iki farklı testten yararlanılmaktadır. Hesaplanan maksimum özdeğer ve iz istatistiklerinin kritik değerlerle karşılaştırılması ile eşbütünlüşme ilişkisinin bulunup bulunmadığına karar verilir.

Eşbütünlüşme testini uygulamadan önce, modelde kullanılan değişkenlerle kısıtsız bir VAR modeli tahmin edilerek modelin gecikme sayısı belirlenmelidir. Son Öngörü Hatası (FPE) ve Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre uygun gecikme uzunluğunun beş olduğuna karar verilmiştir. Belirlenen gecikme uzunluğu ile Johansen eşbütünlüşme testi sonuçları tablo 6'da gösterilmektedir.

**Tablo 6. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Sıfır Hipotezi	Maksimum Özdeğer İstatistiği	0,05 kritik değer	Olasılık	İz İstatistiği	0,05 kritik değer	Olasılık
$r = 0$	21,0436*	15,8921	0,0071	29,4440*	20,2618	0,0020
$r \leq 1$	8,4003	9,1645	0,0697	8,4003	9,1645	0,0697

$r$  eşbütünleşik vektör sayısını göstermektedir

\* %5 anlam düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir

Hesaplanan maksimum özdeğer ve iz istatistiklerinin kritik değerlerle karşılaştırılması %5 anlam düzeyinde 1 adet eşbütünleşik vektörün bulunduğunu göstermektedir. Herhangi bir eşbütünleşik vektörün bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi Maksimum özdeğer ve iz testleri tarafından reddedilmektedir. Hesaplanan test istatistikleri ilgili kritik değerden küçük olduğu için  $r \leq 1$  olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu sonuçlara göre ele alınan dönemde istihdam ve reel ücretler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi mevcuttur. Değişkenler arasında eşbütünleşme olduğunda Granger (1988), bu değişkenler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisinin Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile araştırılabileceğini belirtmiştir. Bu bağımlı değişkendeki değişimlerin, açıklayıcı değişkenlerdeki değişme ve eşbütünleşik regresyondaki gecikmeli hata teriminin bir fonksiyonu olduğunu gösterir.

#### 4.4. Granger Nedensellik Testi

Analizde kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa, dinamik etkileri incelerken VAR yerine VECM kullanılmalı, Granger nedensellik testinde kullanacağımız eşitlikler de hata düzeltme terimini de içerecek şekilde aşağıdaki gibi belirlenmelidir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \alpha_0 \Delta X_t + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta Y_{t-j} + \lambda_1 ECT_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \gamma_0 + \delta_0 \Delta Y_t + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j \Delta Y_{t-j} + \lambda_2 ECT_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Eşitliklerde yer alan  $ECT_t$  hata düzeltme teriminin bir gecikmeli değeridir. Hata düzeltme teriminin katsayıları olan  $\lambda_1$  ve  $\lambda_2$ ,  $X$  ve  $Y$  nin denge ilişkisine geri dönme hızını gösterir. Eşbütünleşme sözkonusu olduğunda Granger nedensellik testleri, (1) nolu eşitlikte  $\alpha_i$  katsayılarının; (2) nolu eşitlikte ise  $\delta_j$  katsayılarının grup olarak anlamlı olup olmadığının standart F-testi ile ve hata düzeltme terimlerinin katsayıları olan  $\lambda_1$  ve  $\lambda_2$  'nin de sırasıyla anlamlı olup olmadığının sınanması ile yapılır (Özer, Türkyılmaz, 2005).

Eşbütünleşme ilişkisi var olduğunda en az tek yönlü nedensellik ilişkisinin bulunması gerekir. İstihdam ve reel ücret arasındaki Granger nedensellik test sonuçları Tablo 7'de verilmiştir.<sup>3</sup>

**Tablo 7. İstihdam ile Reel Ücret Arasındaki Nedensellik Analizi Sonuçları**

Hipotezler	m = 5	
	Test İstatistiği	p-değeri
$H_0$ : Reel ücret istihdama neden olmaz	24,5976	0,0002
$H_0$ : istihdam reel ücrete neden olmaz	2,2398	0,8151

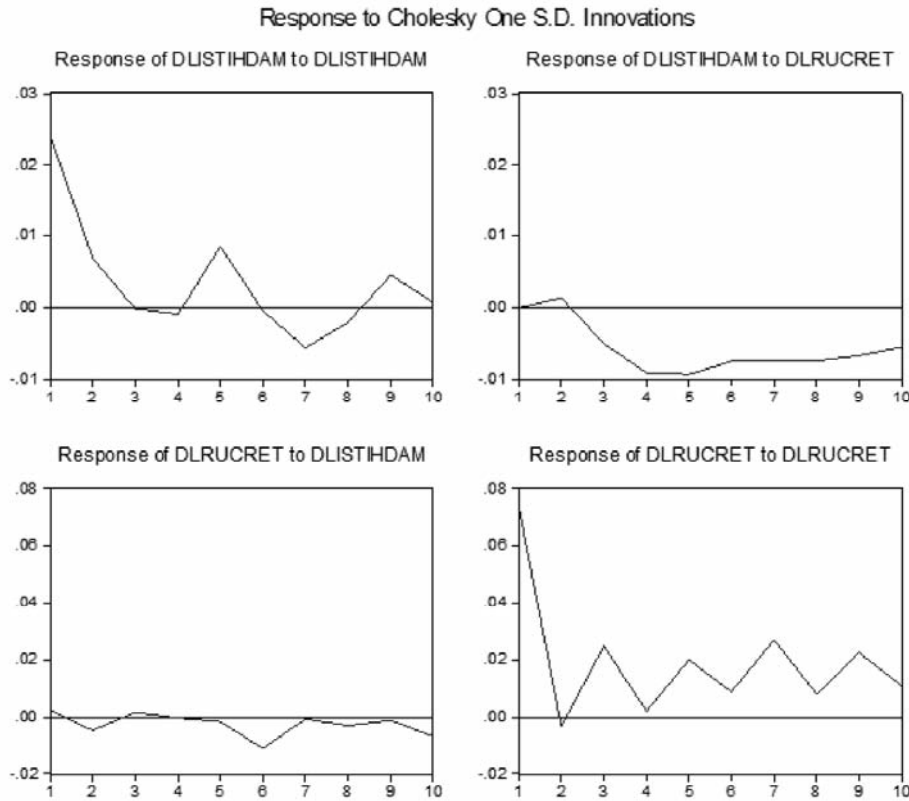
<sup>3</sup> Granger nedensellik testi yapılırken, VECM tahmininde kullanılan ve AIC ve FPE kriterlerine göre en uygun olarak belirlenen 5 gecikme kullanılmıştır.

Granger nedensellik testi sonuçlarına göre reel ücretten istihdama doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Buna göre reel ücretteki değişim istihdamda değişikliklere yol açmaktadır. Buna karşılık istihdamın reel ücrete neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememiştir.

Nedenselliğin yönü belirlendikten sonra reel ücretlerdeki bir şoka istihdamın nasıl tepki vereceğini analiz etmek amacıyla etki tepki fonksiyonları incelenmiştir.

#### 4.5. Etki Tepki Fonksiyonları

Etki-tepki fonksiyonları, rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalı şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtır. Etki tepki fonksiyonlarını kullanmaktaki amacımız şoklar sonucu değişkenlerdeki dinamik tepkileri görmek ve şoklara uyum sürecini incelemektir. Şekil 2'de VECM sisteminde yer alan değişkenler üzerinde istihdam ve reel ücretteki şokların etkileri gösterilmektedir.



Şekil 2. Bir Standart Hatalık Şoka Etki Tepkiler

Reel ücretlerde yaşanan bir şok sonucunda ilk dönemde istihdamda küçük bir artış olmakta, ikinci dönemden sonra ise istihdam hızla azalarak daha düşük seviyelerde dengeye gelmektedir. Ancak İstihdamda yaşanan bir şok sonrasında reel ücretlerde belirgin bir farklılığın yaşanmadığı görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar reel ücretten istihdama doğru tek yönlü ilişkinin belirlendiği Granger nedensellik testi sonuçları ile de tutarlıdır.

## SONUÇ

Özel imalat sanayinde reel ücretler ile istihdam arasındaki ilişkilerin analiz edildiği bu çalışmada, johansen eşbütünleşme testi sonucunda değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğu ve hata düzeltme terimini de içeren Granger nedensellik testi sonucunda da; reel ücretlerin istihdamı azaltıcı etkisi olduğu biçiminde bir sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç Neo-klasik teorisinin öngörülerini desteklemektedir. Dolayısıyla bu sonuca dayanarak, Neo-klasik iktisatçıların iddia ettiği gibi, reel ücretler istihdam düzeyini belirleyen önemli bir parametredir diyebiliriz.

Bununla birlikte çalışmada göz önüne alınmayan, ancak reel ücret ve istihdam arasındaki ilişkilerde, çalışmada kullanılan verilerin de yansıttığı gibi, yapısal kırılma yaratabilen yerel veya küresel kriz, durgunluk, seçim gibi süreçlerin firmaların ücret politikalarında önemli farklılıklar yarattığını unutmamak gerekir. Bu nedenle de krizleri veya piyasadaki yüksek işsizlik oranlarını, bir tehdit unsuru olarak kullanan firmalar çalışanlarına daha düşük ücret ödeyebilmektedirler. Ayrıca, kriz dönemlerinde enflasyon oranlarının artması, reel ücret düzeyini daha da aşağı çekmektedir. Bu nedenle, sadece reel ücretleri düşürerek istihdamı artırma gibi bir politikanın sürdürülebilir bir politika olup olmadığı tartışılması gereken bir konudur.

## KAYNAKÇA

- Apergis, N. ve Theodosiou, I. (2008).** The Employment-Wage Relationship: Was Keynes right after all?, *American Review of Political Economy*, Vol. 6, No. 1, 40-50.
- Arestis, P. ve Mariscal, I.B.F. (1994).** Wage Determination in the UK: Further Empirical Results Using Cointegration, *Applied Economics*, 26, 417-424.
- Banerjee, A., Lumsdaine R. ve Stock, J. (1992).** Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Bender, K. ve Theodossiou, I. (1999).** The Real Wage-Employment Relationship, *Journal of Post Keynesian Economics*, 21, 621-637.
- Carruth, A. ve Schnabel, C. (1993).** The Determination of Contract Wages in West Germany, *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 297-310.
- Christiano, L. (1992).** Searching for a Break in GNP, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 237-250.
- Christopoulos, D. K. (2005).** A Note on the Relationship Between Real Wages and Employment: Further Evidence from Panel Cointegration Tests, *Journal of Economic Studies*, 32, 1, 25-32.
- Darby, J. and Wren-Lewis, S. (1993).** Is There a Cointegration Vector for UK Wages?, *Journal of Economic Studies*, 20, 87-115.

- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979).** Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 251-276.
- Dickey, D. A. ve Fuller W. A. (1981).** Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49: 1057-1063.
- Enders, W. (2010).** *Applied Econometric Time Series*, 3e, Wiley, USA.
- Granger, C.W.J. (1988).** Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, :39, 199-211.
- Gujarati, D. (2004).** *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw Hill Companies. New York.
- Johansen, S. (1988).** Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Keynes, J. M. (1936).** *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Harcourt, New York.
- Kwiatkowski, D. Phillips, P.C.B. Schmidt, P. ve Shin, Y., (1992).** Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- McCombie, J. S. L. (1985-86).** Why Cutting Real Wages will not Necessarily Reduce Unemployment – Keynes and the Postulates of the Classical Economics, *Journal of Post Keynesian Economics*. 8, 2.
- Metin, K. ve Üçdoğruk, Ş. (1998).** Türk İmalat Sanayii'nde Uzun Dönem Ücret-Fiyat-İstihdam İlişkilerinin Ekonometrik Olarak İncelenmesi, *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8, 1, 279-287.
- Nymoer, R. (1989).** Wages and the Length of the Working Day: An Empirical Test Based on Norwegian Quarterly Manufacturing Data, *Scandinavian Journal of Economics*, 91, 599-512.
- Nymoer, R. (1994).** Finnish Manufacturing Wages 1960-1987: Real-Wage Flexibility and Hysteresis, içinde: N.R. Ericsson ve J.S. Irons ed., *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, Oxford.
- Özer, M. ve Türkyılmaz, S. (2005).** Türkiye'de Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki İlişkinin Zaman Serisi Analizi, *İktisat İşletme ve Finans*, 20, 229, 93-104.
- Perron, P. (1989).** The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, P.C.B ve Perron P. (1988).** Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335–346.
- Russell, B. and Tease, W. J. (1988).** Employment, Output and Real Wages, Research Discussion Paper, RDP 8806, *Federal Reserve Bank of Australia*.
- Sardoni, C. (1998).** Wages and Employment. (İçinde: Ed. Roy J. Rotheim, *New Keynesian Economics / Post Keynesian Alternatives*), Routledge, London.
- Seccareccia, M. (1991).** An Alternative to Labour-MarketOrthodoxy: The Post Keynesian / Institutional Policy View, *Review of Political Economy*, 3.1.

- 
- Sen, A., (2003).** On Unit Root Tests when the Alternative is a Trend Break Stationary Process, *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 174-184.
- Smith, J. ve Hagan J. (1993).** Multivariate Cointegration and Error Correction Models: An Application to Manufacturing Activity in Australia, *Scottish Journal of Political Economy*, 40, 184-198.
- Snowdon, B., Vane, H. ve Wynarczyk, P. (1994).** *A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thought.*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Suedekum, J. ve Blien, U. (2004).** Wages and Employment Growth: Disaggregated Evidence for West Germany, Discussion Paper 1128, *Institute for the Study of Labour*.
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992).** Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.

