

TÜRKİYE’DE 1963–2006 DÖNEMİNDE KAMU VE ÖZEL SEKTÖR ÜCRETLERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR UYGULAMA

Murat ASLAN

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi

H. Kürşad ASLAN

Kent State Üniversitesi

Özet

İskandinav ücret modelinden hareket eden bu çalışma, maksimum olabilirlik temelli eş-bütünleşme yaklaşımını kullanarak 1963–2006 döneminde Türkiye’de kamu işçi, memur ve özel sektör işçi ücretleri arasındaki uzun dönem ilişkisiyi araştırmıştır. Yapılan eş-bütünleşme analizi bu ücretler için bir adet “ortak yörünge” tespit etmiştir. Yapılan “zayıf dışsalık” analizi tüm ücretlerin içsel değişken olduğunu göstermiştir. Bu bağlamda bu çalışma İskandinav modelinde lider ücret olarak vurgulanan ve diğer sektör ücretleri tarafından takip edilen özel sektör ücretlerinin Türkiye için doğru olmadığını tespit etmiştir. Bu çalışma son olarak uzun dönemde bu üç ücretin birbirlerinden uzaklaşmama eğiliminde olduğunu göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Kamu Ve Özel Sektör Ücretleri, Zaman Serisi Analizi, Eş-Bütünleşme, Vektör Hata Düzeltme

THE RELATIONS BETWEEN PUBLIC AND PRIVATE SECTOR WAGES IN TURKEY FOR 1963–2006 PERIOD: AN EMPIRICAL ANALYSIS

Murat ASLAN

Eskişehir Osmangazi University

H. Kürşad ASLAN

Kent State University

Abstract

By employing Scandinavian wage determination model as the theoretical reference, this study by using maximum likelihood cointegration approach investigates long run relationship between public officials, public sector workers and private sector workers wages in Turkey for 1963–2006 period. The cointegration analysis finds one common trend among these wages. Weak-exogeneity test shows that all the wages are endogenous variables. In other words, this study concludes that the private sector's wage leadership main assumption of the Scandinavian model is not a valid assumption for Turkish case. Finally, the study shows that three wages do not diverge from each other in the long run.

Key Words: Public And Private Sector Wages, Time Series Analysis, Cointegration, Vector Error Correction

1. GİRİŞ

Kamu sektöründe istihdam edilenlerin rakamsal büyüklüğü gerek mutlak ve gerekse de nispi anlamda ciddi düzeylere ulaşmıştır. Kamu sektöründe istihdam edilenlerin toplam istihdam içerisindeki payı gelişmiş pek çok ülkede oldukça ciddi düzeylere ulaşmıştır. İsveç ve Danimarka gibi İskandinav ülkelerinde kamu çalışanlarının toplam istihdam edilebilir nüfus içindeki payı % 25'lerin üzerindedir (OECD, 2008). Bu oran Avusturya, Finlandiya ve Fransa'da %20'lerin üzerindedir. Türkiye'de kamu çalışanlarının toplam ücret geliri elde edenler içindeki payı % 25'ler civarındayken (Tansel, 2004: 2) toplam istihdam edilebilir nüfus içerisindeki payı yaklaşık %10'lar civarındadır (OECD, 2008: 21). Kamu istihdamı ve ücret politikalarının kamuoyunda toplumun geneli için kamu malları üretimini genişletmek ve kamu üretimini daha verimli hale getirmek gibi nitelikli amaçlı gösterilse de bu politikalar pek çok yerde kamu kaynaklarının küçük gruplara patronaj amaçlı dağıtıldığı diğer bir araç olarak düşünülmektedir (Tansel, 2004:2). Türkiye bağlamında da yakın zamana kadar kamu sektörü istihdamı politikacılar tarafından kullanılan bir patronaj aracı durumundadır (Bulutay, 1995 ve Tansel, 2004).

Dünyanın pek çok ülkesinde kamu sektöründe çalışanların toplam istihdam içindeki payının oldukça ciddi bir yer teşkil etmesine rağmen, kamu sektöründe ücretlerin ve istihdamın ne şekilde oluştuğunu açıklayan çalışma sayısı oldukça sınırlıdır (Johansen ve Strom, 2001: 311). Bunun bir nedeni yukarıda da belirtildiği üzere, kamu sektörü istihdam ve ücret politikalarının (pek çok ülkede) politikacılar tarafından ekonomik rasyonaliteden farklı amaçlarla kullanılmasıdır (Alesine vd. 1998:2-3). Bu konuda karar vericilerin, politik patronaj ya da seçim kazanma gibi amaçları bu kişilerin karar verme motiflerinin ekonomik etkinlikten uzaklaşmalarına neden olmuştur. Kamusal istihdam ve ücret kararları sadece neoklasik bir çerçeveden değil ekonomi disiplinin ortaya koyduğu diğer talep, arz, işsizlik ve verimlilik gibi emek piyasaları ile ilgili değişkenlerle de örtüşmediğine olan inanç araştırmacıları bu konulardan uzaklaştırmıştır. Böyle bir genellemenin oldukça sağlam temellere sahip olmasına rağmen; “kamusal istihdam ve ücret politikaları gibi konular iktisat disiplininin görüş alanından tamamı ile çıkmıştır” savı da tam olarak gerçeği yansıtmamaktadır (Johansen ve Strom, 2001: 311). Bu savı zayıflatan önemli bir teorik model İskandinav Ücret Modelidir. Bu modelin teorik çerçevesi neoklasik yaklaşımla oldukça geniş bir kesişim kümesine sahiptir. Bu çalışmanın amacı İskandinav modeli ekseninde Türkiye'de kamu ve özel sektör ücretleri arasındaki ilişkinin araştırılmasıdır.

İskandinav modelinin cevaplandırmak istediği soru: “Farklı karakter ve yapısal özelliklerde de olsalar, neden birçok sektörde ücretler benzer davranışlar (artma ya da azalma) seyretmektedir?” Teorik olarak dış ticarete yatkın olan sektörlerdeki ücretler genelde yurtdışında muadili işgücünün ücretleri ile paralel bir doğrultuda hareket etmektedirler. Ancak yapısal özellikleri itibari ile dış ticarete yatkın olmayan (örneğin hizmet ve kamu hizmetleri) sektörlerdeki ücretlerin ticarete yatkın sektörlerdeki ücretler ile gözlemlenen yakın ilişkisi İskandinav modelin başlangıç noktası olarak görülebilir.

Bu çalışmanın iki temel amacı vardır. Kamu sektörü ile özel sektör ücretleri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının araştırılması bu çalışmanın ilk amacını oluşturmaktadır. Birinci amaçla bağlantılı olarak eğer ücretler arasında uzun dönemli bir ilişki var ise bu ilişkinin kısa dönemli dinamiklerini incelemek bu çalışmanın ikinci amacını göstermektedir. Bu çalışmada bu amaçları gerçekleştirmek için Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Eş-bütünleşme (co-integration) analizi temelli Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model) kullanılmıştır. Türkiye’de uzun dönemde kamu ve özel sektörü ücretlerinin birbirleriyle eş-bütünleşik olduğu veya birbirlerinden çok fazla uzaklaşmadıkları sonucuna varılmıştır. Bu çalışma 4 ana bölümden oluşmaktadır. Takip eden bölümde Türkiye’de 1963–2006 döneminde istihdam ve reel ücretlerin gelişimi hakkında bilgi sunulacaktır. Daha sonra, bu çalışmanın teorik çerçevesini oluşturan İskandinav Ücret Modeli tanıtılacaktır. Daha sonraki bölümde bu teorik modelin çerçevelendiği sistem Türkiye için nasıl uygulandığı (veri ve analiz) anlatılacaktır. Bu bölümde ayrıca elde edilen sonuçlar yorumlanacaktır. Sonuç kısmında yapılan çalışma genel hatları ile değerlendirilecektir.

2. TÜRKİYE’DE İSTİHDAM VE ÜCRETLER

Türkiye’de devlet yönetiminin yapısı ve devletin ekonomi içerisindeki rol tanımı zaman içerisinde bazı değişikliklere uğramıştır. Özellikle 1930–1950 ve 1960–1980’li yıllarda devletin ekonomi içerisindeki rolünde meydana gelen genişlemeler kamu kesiminde birçok kurum ve organizasyonun kurulmasına neden olmuştur. Bu kurum ve organizasyonların görev, kapsam ve yetkilerinde farklılıklar vardır. Bu kurum ve organizasyonlar ayrıca farklı bütçeler içerisinde takip edilmektedirler. İşte bu nedenlerden dolayı bu kurumlarda çalışanların özlük haklarında da farklılıklar yaratmıştır (Tansel, 2004: 2).

Türkiye’de kamusal istihdam, kamu malları üretim fonksiyonunda yer alan bir üretim faktöründen daha farklı algılanmaktadır. Resmi olarak

kabul edilemese de kamusal istihdam devletin fonksiyonlarından bir tanesi olarak algılanmaktadır (Tansel, 2004: 1). Kamu kesiminde istihdam Türkiye’de yakın zamana kadar politikacılar tarafından kullanılan bir patronaj aracı durumundadır (Bulutay, 1995 ve Tansel, 2004:2). Aşağıdaki tabloda 5’er yıllık dönemler halinde 1975–2006 dönemine ait istihdam ve nüfus verileri gösterilmiştir. 1975 yılında toplam nüfus 40,2 milyon iken bu nüfusun yaklaşık 15,2 milyonluk kısmı istihdam edilmektedir. Aynı yıl (1975) kamu sektöründe istihdam edilen toplam kişi sayısı 869 bindir. 1975 yılında her 100 çalışan arasında kamu çalışanı sayısı 5,7 kişidir. Yine 1975 yılında her 100 kişilik nüfus için çalışan kamu personeli sayısı 2,1’dir. 2006 yılına gelindiğinde toplam kamu personeli sayısı 2.448 milyon kişiye ulaşmıştır. Bu yıl her 100 kişi başına düşen kamu çalışanı sayısı yaklaşık olarak 3,6 iken her 100 çalışandan yaklaşık olarak 10,9’u kamu sektöründe istihdam edilmektedir. OECD ülkelerinde her 100 kişi başına düşen kamu personeli sayısı yaklaşık olarak 5,2 kişi iken her 100 çalışan içerisinde kamu personeli sayısı yaklaşık olarak 17,2 kişidir. Dünya genelinde 1997 rakamlarıyla 100 kişi başına düşen kamu görevlisi sayısı 3,6 iken her 100 istihdam edilenden yaklaşık olarak 11’i kamu kurum ve kuruluşlarında çalışmaktadır. Türkiye’deki rakamları OECD ülkeleriyle karşılaştırıldığında Türkiye’deki kamu çalışanlarının nispi olarak az olduğu sonucuna varılabilir. Dünya geneli ile karşılaştırıldığında, Türkiye’deki rakamların dünya ortalamasına oldukça yakın olduğu gözlemlenmektedir (Tansel, 2004: 3).

Murat ASLAN & H. Kürşad ASLAN

t	Kamusal İstihdam: Bütçe Türlerine Göre			Toplam İstihdam	Nüfus
	Genel Bütçe	Katma Bütçe	Konsolide Bütçe		
1975	743,3	125,9	869,2	15.175,0	40.289,0
1980	1.134,0	238,4	1.372,4	16.523,0	44.438,0
1985	1.240,1	298,4	1.538,5	17.547,0	50.306,0
1990	1.379,6	356,1	1.735,7	18.539,0	56.203,0
1995	1.544,5	410,8	1.955,3	20.586,0	61.644,0
2000	1.800,1	410,6	2.210,7	21.580,0	67.461,0
2006	2.091,3	357,1	2.448,4	22.330,0	72.974,0

Kaynak: TÜİK (2006).

Tablo–2 ve Şekil–1’de Türkiye’de özel ve kamu sektörü reel ücretlerindeki gelişmeler gösterilmektedir. Şekil–1’den de takip edileceği gibi Türkiye’de 1963’ten 1980’li yılların başlarına kadar reel ücretler

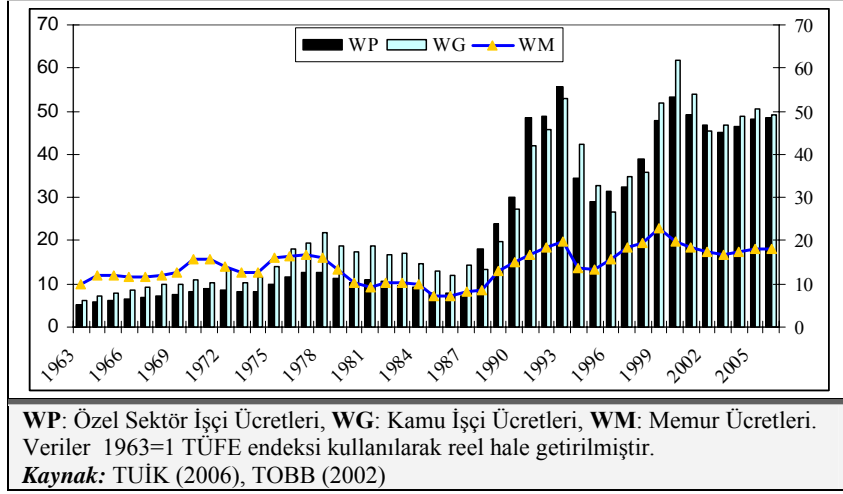
küçük dalgalanmalar göstermektedir. Bu dönemde kamu ve özel sektör işçi ücretlerinde gözle görünür bir artış trendi söz konusudur. Bu dönemde memur ücretleri de dalgalanmalar göstermektedir. Memur ücretleri özellikle 1978 sonrasında ciddi bir azalış trendi içerisine girmiştir. Tablo-2 Türkiye’de 10’ar yıllık dönemler halinde reel ücretler ve GSMH’deki değişme oranlarını birikimli olarak göstermektedir. Tablo-2’den de gözlemleneceği gibi, 1963-1970 döneminde reel ücretlerdeki artış oranı özel sektör işçi ücretlerinde %54, kamu işçi ücretlerinde %77 ve memur ücretlerinde %62 civarında olmuştur. 1970-1980 dönemindeki kamu ve özel sektör işçi ücretleri yaklaşık olarak sırasıyla %58 ve %24 civarında artarken memur ücretleri yaklaşık olarak %35 civarında azalmıştır. 1970’li yılların başlarında ortaya çıkan ve 1970’lerin ikinci yarısında kendisini hissettiren petrol şokları ve o dönemde izlenen ithal ikameci stratejinin sürdürülemez hale gelmesi sonucu yaşanan ekonomik sarsıntı bu dönemde ücretleri de olumsuz etkilemiştir. 1963-1980 dönemine daha dikkatle bakıldığında memurların diğer çalışanlara göre ciddi kayıplarının olduğu söylenebilir. Özellikle 1979 ve 1980 yıllarında memur ücretlerinin reel anlamda %36 civarında azalması sonucunda memurların reel ücretlerinin bu 17 yıllık dönemde hemen hemen hiç artmamıştır. 1963-1980 döneminde reel GSMH’nin %115 arttığı düşünülecek olursa bu dönemde memurlar çok ciddi nispi refah kaybıyla yüzyüze kalmışlardır.

Tablo-2: Türkiye’de Reel Ücretlerdeki Gelişmeler

Dönemler	Birikimli % Artış Oranı			
	İşçi (Kamu S.)	Memur	İşçi (Özel S.)	Reel GSMH
1963-1980	180,3	4,4	91,7	114,9
1963-1970	76,9	61,6	54,4	45,6
1970-1980	58,4	-35,3	24,1	47,6
1980-1990	57,8	45,6	198,1	66,3
1990-2000	126,7	33,4	76,4	40,8
2000-2006	-20,5	-9,3	-8,7	29,6
1963-2006	697,2	85,1	820,0	552,1

Kaynak: TÜİK (2006), TOBB (2002)

Şekil-1: Kamu ve Özel Sektör Reel Ücretleri 1963-2006 Dönemi



1980’li yıllarda ortaya konulan liberalleşme politikaları ve bunun uzantısı olan reel ücretlerin düşürülmesine ilişkin cabalar kendisini 1980’li yıllarda yoğun bir şekilde hissettirmiştir. 1983–1986 dönemi tek başına iktidarda olan ANAP hükümetinin ilk üç yılını göstermekte ve bu dönemde kamu ve özel sektördeki reel ücretler %20–25 düzeylerinde azalma göstermektedir. 1987 yılı seçim yılı olması nedeniyle ANAP hükümeti kamu işçi ve memur ücretlerine reel anlamda %20 ve %14’lük artışlar sağlamış ve ANAP 1987 seçimlerini de kazanmayı bilmiştir. 1989 yılında yapılan yerel seçimlerde kan kaybeden ANAP 1989 yılından itibaren kamu çalışanlarının ücretlerinde ciddi artışlar yapmıştır. 1991 yılında yapılan genel seçimler sonrasında kurulan koalisyon hükümeti döneminde ücret artışları oldukça ciddi oranları yakalamıştır. 1994 yılındaki ekonomik kriz nedeniyle kriz yılı ve krizi takip eden yıllarda reel ücretler azalma eğilimi göstermiş ve 1996’dan itibaren tekrar toparlanmıştır. 2001 yılındaki krizden de etkilenen reel ücretler %15–25 civarında azalmıştır. 2006 yılı itibariyle reel ücretler halen 1993 reel ücretlerinin gerisindedir. 1963–2006 yılları arası değerlendirildiğinde Türkiye’de kamu işçi ücretleri %697, özel sektör işçi ücretleri %820 ve memur ücretleri %85 oranında artmıştır. Bu dönemde reel GSMH’deki artış oranı %552 oranındadır. Sonuç olarak bu 43 yıllık dönemde ücret geliri elde eden gruplar içerisinde gerek mutlak gerekse de nispi anlamda en az kazançlı (ya da en çok kaybı olan) grubun memurlar olduğunu söylemek gerekir.

3. İSKANDINAV MODELİ

İsveç'te faaliyet gösteren demokratik kitle örgütlerince geliştirilen "İskandinav Enflasyon Modeli", ulusal düzeyde farklı sektörlerde ödenen ücretler arasındaki etkileşimi ortaya koymayı amaçlamaktadır. Bu model bir proje şeklinde düşünülmüş ve temelinde enflasyonun nasıl yayıldığı sorusunu cevaplandırmayı amaçlamıştır. 1970'li yılların başlarında bu modelin pratikte kullanımı ücretler arasındaki ilişkinin araştırılması şeklinde olmuştur (Jacobson ve Ohlsson, 1994: 343).

Bu model Merkezi Ücretli Çalışanlar Örgütü [the Central Organization of Salaried Employees], İsveç İşverenler Konfederasyonu [the Swedish Employers' Confederation] ve İsveç İşçi Sendikaları Konfederasyonu [the Swedish Trade Union Confederation] gibi demokratik kitle örgütlerinin araştırma geliştirme bölümlerinin ortaklaşa çalışmaları sonucu başlayan bir araştırma projesi olarak ortaya atılmıştır. Bu proje sonucu ortaya konan model daha sonra Norveç ve diğer İskandinavya ülkelerinde 1970'lerden itibaren yaygınlaşmış ve ücretler arasında etkileşimi incelemek amacı için kullanılmıştır (Jacobson ve Ohlsson, 1994: 344; Holmlund ve Ohlsson, 1992: 4). Halmlund ve Ohlsson (1992) çalışmasında İskandinav modeli ekseninde İsveç'te özel sektör ile kamu sektörü ücretleri arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Granger nedensellik analizi ve iki adımlı (tek denklemlili) hata düzeltme yöntemi kullanarak ücretler arasında ilişkiyi ortaya koymuştur. Bu çalışma özel sektör ücretlerinden kamu sektörü ücretlerine doğru hareket eden bir nedenselliğin varlığını bulmuştur. Jacobson ve Ohlsson (1994), Anderson ve Isaksson (1997), Tågström (2000), Lindquist ve Vilhelmsson (2006) ve Friberg (2007) çalışmaları İskandinav ülkelerinde kamu ve özel sektör ücretleri arasındaki uzun dönem ilişkiyi araştırmışlardır. Bu çalışmalarda metod olarak Vektör Hata Düzeltme Modelini, Zayıf Dışsallık Testi ve Granger Nedensellik analizi gibi araçlar kullanılmıştır. Bu çalışmalar genelde özel sektör ücretlerindeki değişmelerin kamu sektörü ücretlerine doğru bir yayılma gösterdiğini tespit edilmiştir.

İskandinav Modelinin iki temel varsayımı bulunmaktadır. İlk varsayım, ticaret açısından küçük bir ülkede ticarete konu olan (tradable sectors) sektörlerde oluşan ortalama ücretler o sektörlerin ürettiği malların dünyadaki ortalama fiyatlarına (p_t) ve o sektörlerdeki emeğin verimliliğine bağlıdır (q_t^L). Diğer bir anlatımla uzun dönemde ticarete konu olan sektörlerdeki ortalama ücret düzeyi (w_t^a), dünya fiyatlarının

(p_t) ve işgücü verimliliğinin (q_t^L) bir fonksiyonu olarak denklem-1’de ifade edilmektedir .

$$w_t^a = f(p_t, q_t^L) = w_t^a = p_t + q_t^L \dots\dots\dots(1)$$

Bu varsayımın önemli bir sonucu bir ülke içinde ticarete yatkın olan sektörlerdeki ortalama ücret düzeyinin o ülke için “lider” ücret düzeyini temsil etmesidir. Bu modelin ikinci önemli varsayımı ise ticarete konu olmayan (non-tradable) sektörlerdeki ortalama ücret düzeyinin (w_t^n) bu “lider” ücret düzeyini takip ettiğidir. Diğer bir deyişle ticaretin nispeten yapılamadığı sektörlerdeki ortalama ücret düzeyi “takipçi” durumundadır. Bu iki varsayımın ortaya koyduğu ve sınanması mümkün olan sonuç; ticaret yapılabilen ve yapılamayan sektörlerdeki ortalama ücret düzeylerinin (lider ücret tarafından çizilen) bir rotada beraberce hareket etmeleridir. Diğer bir şekilde anlatılacak olursa, uzun dönemde (oluşturulan kararlı dengenin bir sonucu olarak) bu sektörlerdeki ücretler arasındaki fark sistematik olarak sıfırdan farklı olmayacaktır. Bu sonucun sınanabilir bir hipotez olarak yazımı denklem 2 tarafından verilmektedir.

$$w_t^n - w_t^a = 0 \dots\dots\dots(2)$$

Matematiksel olarak bu modelin öne sürdüğü varsayımlar denklem 1 ve 2 tarafından belirtilmiştir. Denklem 2’nin hata düzeltme metodolojisi ekseninde yazılımı ise 3 numaralı denklem tarafından gösterilmiştir. Bu denklemde ticarete yatkın olmayan sektördeki ücretlerdeki değişme (Δw_t^n) , uzun dönemde ücret seviyeleri arasındaki farka; $\pi[w_{t-k}^n - w_{t-k}^a]$ ve geçmiş dönemlerde ticaret yapan ve yapamayan sektörlerdeki ücretlerde meydana gelen artışlara; $[\eta_t \Delta w_{t-i}^a + \delta_i \Delta w_{t-i}^n]$ bağlıdır:

$$\Delta w_t^n = \mu + \pi[w_{t-k}^n - w_{t-k}^a] + \sum_{i=1}^{k-1} [\eta_i \Delta w_{t-i}^a + \delta_i \Delta w_{t-i}^n] + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3)$$

İskandinav modellerinin temel araştırma sorusu 2. ve 3. denklemlerin bir ülke için sınanması şeklinde özetlenebilir. Bu sorunun ampirik açıdan tanımı bu iki ücretin uzun dönemde kararlı bir denge etrafında salındığı ve bu ücretler arasındaki farkın sistematik olarak sıfırdan farklı olamayacağı fikridir. Ücretler arasındaki farkın sistematik olarak sıfırdan farklı olamayacağı hipotezi “homojenlik hipotezi” olarak tanımlanmıştır Jacobson ve Ohlsson (1994: 355).

Yine bu model çerçevesinde ortaya konulan ikinci nokta ücretlerin kısa dönemli dinamiklerdir. Uzun dönemde ücretler bir denge etrafında

hareket etseler dahi kısa dönemde bu dengeden ayrılışlar olabilir. İşte 3 numaralı denklemin araştırdığı nokta bu dengeye tekrar nasıl dönüldüğünün ortaya konulmasıdır. Bu konunun araştırılmasında bize yardımcı olacak araç Vektör Hata Düzeltme (Vector Error Correction-VEC) yöntemidir.

Yukarıda matematiksel olarak tanıtılan İskandinav modeli, hata düzeltme (error correction) yöntemi kullanılarak Nymoen (1989) tarafından Norveç ve Warginger (1991) tarafından İsviçre imalat sanayi ücretleri için kullanılmıştır. Bu yazarlar bu çalışmalarında Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen iki-adımlı hata düzeltme (two-step-error-correction) yöntemi kullanmışlardır. İki aşamalı hata düzeltme modeli çok değişkenli bir sistem için de kullanılabilir. Maksimum olabilirlik yöntemi kullanarak parametre tahmini yapan VECM yöntemi iki aşamalı modele göre daha etkindir (Maysami ve Koh, 2000:81). VECM modelinin kullanılmasının (iki aşamalı modele göre diğer bir avantajı) diğer bir faydası VECM yönteminin ücret liderliği varsayımının sınanmasına olanak sağlamasıdır (Jacobson ve Ohlsson, 1994: 346). VECM yönteminin bu avantajlarından dolayı Jacobson ve Ohlsson (1994), Tägtström (2000), Friberg (2003) ve Lindquist ve Vilhelmsson (2006) çalışmalarında bu yöntemi kullanmışlardır.

4. KAPSAM, VERİ SETİ VE UYGULAMA

4.1. Veri Seti

Kamu sektörü (ticarete konu olmayan-nontradable) ile özel sektör (ticarete konu olan-tradable) ücretleri arasında uzun ve kısa dönemli ilişkilerin ortaya konulmasını amaçlayan bu çalışmada kamu sektörü için iki ve özel sektör için bir adet ücret değişkeni tanımlanmıştır. Bu değişkenler: 1) kamu sektörü işçi (w_t^s), 2) kamu sektörü memur (w_t^m) ve 3) özel sektör işçi ücreti (w_t^p) değişkenleridir.

Tüm veriler yıllık olup 1963–2006 yılları arasındaki dönemi kapsamaktadır. Özel sektörü işçi ücretleri özel sektörde çalışan ve asgari ücret dışında ücret elde eden çalışanların ortalama ücretlerine eşittir. Bu veriler cari fiyatlar ile TOBB (2002), TÜİK (2007) ve DPT (2007) kitapçıklarından ya da elektronik olarak ilgili kurumların internet sayfalarından elde edilmiştir. TÜİK (2007) özel sektör ücret verileri (imalat sanayi) 1950–2001 yıllarını kapsamaktadır. TOBB (2002) çalışması kamu işçi ve memur ücretlerini 1963–2001 arası dönem için sunmaktadır. DPT (2007) çalışması 1990–2005 arasında kamu işçi, memur ve özel sektör genel işçi ücretlerini vermektedir. 2006 yılı için

ücretler gazetelerdeki haberler dikkate alınarak hesaplanmıştır. Bu üç ücret grubuna ait 1963–2006 dönemini kapsayan tek bir kaynaktan elde edilememesinden dolayı veriler bu farklı kaynakların uyumlaştırılmasıyla üretilmiştir. Bu kaynaklardan cari fiyatlarla hesaplanan ücretlerdeki enflasyon etkisinin arındırılması için 1963=100 TEFE endeksi her bir seriye uygulanmıştır. Son olarak, verilerin ölçüm birimi etkilerinden arındırmak (scale effect), verilerin dağılımlarının normal dağılıma yaklaşmasını sağlamak ve regresyon analizlerinde tahmin edilen parametrelerin esneklik olarak okunabilmesini sağlamak amacı ile tüm seriler reel hale dönüştürüldükten sonra logaritmaları alınmıştır.

4.2. Yöntem ve Uygulama

Zaman serisi analizlerinde seriler arasındaki uzun dönemli ilişkileri ve bu ilişkilere ait kısa dönemli dinamiklerin incelenmesinde kullanılan önemli bir araç hata düzeltme (error-correction) modelidir (Engle ve Granger, 1987). Bir zaman serisi uzun dönemli bir trende sahipse ya da uzun dönemde ortalamadan ayrılıyorsa (mean reversion) bu seri genel anlamda durağan olmayan bir seridir. Durağan olmayan zaman serileri kullanılarak yapılan analizlerde sahte regresyon (spurious regression) problemiyle karşılaşmaktadır Granger ve Newbold (1974). Serilerin farklarının alınmasıyla durağan hale getirmek ve bu şekilde durağan hale gelmiş serileri kullanarak analiz yapmak sahte regresyon problemi sorununu çözmek için uygulanan önemli bir yöntemdir. Serilerin farklarının alınması diğer bir takım sorunlar yaratmaktadır. Bu sorunların en önemlisi serilerde uzun döneme ait bilgilerin (serilerin farklarının alınması işlemi sonucunda) kaybedilmesidir. İşte eş-bütünleşme analizinin hedefi bir yandan durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi içselleştirirken diğer yandan da sahte regresyon problemini ortadan kaldırmaktır.

Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen hata düzeltme yöntemi işte bu arayışın bir sonucudur. Bu çalışmaya göre eğer durağan olmayan iki ya da daha fazla serinin lineer bileşimleri (combination) sonucunda elde edilen yeni seri (ya da eşitlik) durağan ise bu seriler eş-bütünleşik serilerdir. Bunun yanında serilerin lineer bileşimlerini gösteren denkleme ise eş-bütünleşme denklemi denmektedir. Bu denklem bir anlamda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya koymaktadır. İki ya da daha fazla sayıda değişkene ait seriler arasında böyle bir uzun dönem ilişkinin var olup olmadığının araştırılması için eş-bütünleşme testi uygulanmaktadır. Literatürde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi inceleyen iki temel eş-bütünleşme yaklaşımı vardır. Bunlardan ilki Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Hata-Terimine dayalı

(Residual Based) eş-bütünleşme analizi yaklaşımı ve Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Maksimum Olabilirlik analizi yaklaşımıdır. Johansen-Juselius (J-J) yaklaşımı değişkenler arasında eş-bütünleşmenin var olup olmadığını araştırmanın yanında tahmin edilen parametrelere kısıtlar konulması ve Vektör Hata Düzeltme Modelinin (VECM) tahminine olanak sağlaması gibi avantajları nedeni ile literatürde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır

Bu çalışmada yukarıda bahsedilen amaçları gerçekleştirmek için Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme (J-J) yöntemini kullanacaktır. J-J yöntemi bir model içinde yer alan tüm değişkenleri içsel olarak ele alan ve bu sistemin tek adımda eş-bütünleşmesini sınavabilen bir yöntemdir (Maysami ve Koh, 2000: 81). Unutulmamalıdır ki iki ya da daha fazla seri için eş-bütünleşme analizi yapılmadan önce (ya da bir önsel koşul olarak) kullanılan serilerin aynı düzeyde durağan oldukları kontrol edilmelidir. Bu kontrolün yapıldığı ve seriler arasında en az bir adet eş-bütünleşme mevcut olduğunun tespitinden sonra içsel değişkenler kullanılarak bu analiz aşağıdaki denklemin tahmin edilmesini öngörmektedir.

$$\Delta Y_t = \lambda + \Pi Y_{t-k} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (4)$$

Eğer p adet içsel değişken olduğu varsayılırsa, px1 büyüklüğünde içsel değişken vektörünü göstermektedir. Bu denklemde $\sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j}$

değişkenlerin birinci farklarının kullanılarak oluşturulan Vektör Oto Regresyon (VAR) kısmını ve Π ise uzun dönem tepki matrisini göstermektedir. Bu matris $\Pi = \alpha \beta'$ şeklinde olup β' pxr büyüklüğündeki eş-bütünleşme vektörünü ve α terimi pxr büyüklüğündeki düzeltme (adjustment) parametresidir. Aşağıda da inceleneceği gibi uzun dönem tepki matrisinin boyutu ya da r'nin tespiti birtakım testlerden sonra ortaya çıkmaktadır. λ parametresi px1 büyüklüğünde sabit vektörünü ve ε_t 'de px1 büyüklüğünde beyaz-gürültü hata terimidir. Bu denklemde Γ ise değişkenlerin kısa dönemli dinamiklerinin tahmin edildiği p x p büyüklüğündeki matrisi göstermektedir. Bu matriste p adet denklem ve j adet gecikme değeri vardır.

J-J yöntemi ekseninde yapılması amaçlanan hata düzeltme modeli bir seri analizi kapsamaktadır. Bu analizler sistematik olarak; a) durağanlık sınaması, b) gecikme uzunluğu tespiti, c) eş-bütünleşme testi ve d) vektör hata düzeltme modelinin tahmini şeklinde sıralanabilir.

4.2.1. Birim Kök Testi

Eş-bütünleşme analizinin bir modele uygulanmasından önce bu modele ait veriler önsel bir koşul olarak durağanlık sınavından geçirilmektedir. Eşbütünleşme analizinin bu önsel koşulu kısaca serilerin aynı düzeyde durağan olma gerekliliği şeklinde özetlenebilir. Zaman serilerinde durağanlık ya da bütünleşme derecelerinin incelenmesinde kullanılan i) Dickey ve Fuller (1979 ve 1981) çalışmaları ile ortaya konulan Geliştirilmiş-Dickey-Fuller testi (Augmented Dickey-Fuller-ADF) ve ii) Phillips ve Perron (1988) çalışmasıyla geliştirilmiş Phillips-Peron (P-P) testi kullanılmıştır. Bu çalışmada her iki test 2 ayrı model için sınamıştır. Bu modeller; 1) sabitli (S) ve 2) sabitli ve trendli (S+T) modellerdir. Bu testlere ait gecikme uzunluğu seçiminde SBC kıstası kullanılmıştır. Her bir değişken için sıfır hipotezi o değişkenin durağan olmadığını ifade etmektedir. Bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo-3'de sunulmuştur. Tablonun alt kısmında MacKinnon kritik değerleri sunulmuştur. Bu tabloda sıfır hipotezine ait hesaplanan t testi değeri tablonun altında %10, %5 ve %1 olasılık düzeyleri için MacKinnon kritik değerinden daha büyük olması durumunda o değişkene ait sıfır hipotezi ilgili olasılık değeri çerçevesinde reddedilecektir.

Tablo-3: Birim Kök Testleri Sonuçları

		SEVİYE			FARK		
		w_t^s	w_t^m	w_t^p	Δw_t^s	Δw_t^m	Δw_t^p
ADF	(S)	-0,69 [1]	-0,66 [1]	-1,18 [1]	-5,33 ^(a) [4]	-6,41 ^(a) [1]	-6,15 ^(a) [1]
	(S+T)	-4,62 ^(a) [1]	-1,45 [1]	-1,92 [1]	-5,37 ^(a) [4]	-6,58 ^(a) [1]	-6,11 ^(a) [1]
P-P	(S)	-0,54 [1]	-0,45 [1]	-1,19 [1]	-5,13 ^(a) [1]	-6,48 ^(a) [1]	-6,15 ^(a) [1]
	(S+T)	-2,87 [1]	-1,28 [1]	-2,24 [1]	-5,11 ^(a) [1]	-7,26 ^(a) [1]	-6,11 ^(a) [1]

S: sabitli modeli, S+T ise sabitli ve trendli modeli göstermektedir. Köşeli parantez [...] içerisindeki değerler SBC kriterince belirlenmiş gecikme sayısını göstermektedir. MacKinnon kritik t-değerleri: %1(a) ve %5 (b) ve %10 (c)'luk değerler sırasıyla: 1) **Sabit Terimli Model (S)** -3.66 : -2.96: -2,62; 2.) **Sabitli ve Trendli Model (S+T) için:** -4.29: -3.56: -3,22.

Tablodan da anlaşılacağı üzere tüm serilerin seviye düzeylerine ait hesaplanan düşük t değerleri nedeniyle sıfır hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle her üç seri de seviye düzeyinde durağan değildirler. Bu serilerin birinci dereceden farkları alınması durumu için hesaplanan t-değerleri Tablonun sağ tarafında gösterilmektedir. Tüm serilerin birinci düzeyde farklarının alınması ile %1 gibi bir istatistikî anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği gözlemlenmiştir. Sonuç olarak tüm ücret değişkenlerinin birinci düzeyde bütünleşik ya da I(1) değişkenler olduğu sonucuna varılmıştır.

4.2.2. Gecikme Uzunluğu Tespiti

Eşbütünleşme analizi sonuçları kullanılan gecikme sayısına bağlı olarak değişmektedir (Toda ve Phillips, 1994: 260). Bu nedenle kullanılan gecikme sayısı seçiminin titiz bir şekilde yapılması gerekmektedir. Uygulamada gecikme sayısı seçimi kararı için modelde kullanılan tüm içsel değişkenlerin dâhil edildiği kısıtsız VAR modeli alternatif gecikme değerleri için tahmin edilmektedir. Bu alternatif gecikme değerlerine göre tahmin edilen VAR sonuçları daha sonra bir takım testlerden geçirilmektedir. Jacobson ve Ohlson (1994) çalışmasında da öngörüldüğü bu testler; etkinlik testleri ve hata terimi varsayımlarına ilişkin testlerdir. Etkinlik açısından katsayı seçimi AIC ve SBC gibi standart ölçütlerin uygulanmasıyla yapılır. Etkinlik ölçütlerine ilave olarak, alternatif gecikme değerleri için ayrı ayrı tahmin edilen kısıtsız VAR modellerinden elde edilen hata terimi tahminleri bir dizi teste tabii tutulması gerekmektedir. Genelde elde edilen hata terimi tahminleri; normallik, sabit varyans ve otokorelasyon testlerine tabii tutulmaktadır. Bu VAR analizi ile elde edilen hata terimi tahminlerinin; 1) normallik varsayımına uygunluğunu sınamak için Jarque ve Bera (J-B) testi, 2) otokorelasyon problemine sahip olup olmadığını incelemek için Otokorelasyon-LM (OTO-K) testi ve 3) sabit varyans varsayımı ile örtüşüğünü sınamak için White Heteroscedasticity (W-H) testi uygulanmıştır. Bu uygulamalara ilişkin sonuçlar aşağıdaki tabloda (Tablo-4'te) sunulmuştur.

Gecikme Sayısı	I) ETKİNLİĞE AİT TESTLER		II) HATA TERİMİNE AİT TESTLER ⁽¹⁾					
	AIC	SBC	J-B		OTO-K		W-H	
			Değer	Olasılık	Değer	Olasılık	Değer	Olasılık
1	-12,75	-12,26*	7,49	(0,27)	9,31	(0,41)	34,7	(0,53)
2	-12,76*	-11,88	6,66	(0,35)	8,36	(0,49)	65,9	(0,69)
3	-12,47	-11,22	6,15	(0,41)	7,40	(0,59)	104,1	(0,69)
4	-12,19	-10,54	9,93	(0,12)	12,49	(0,19)	138,7	(0,62)
5	-12,37	-10,33	15,13	(0,02)	7,61	(0,57)	160,9	(0,84)

AIC (Akaike-Bilgi Kriteri Testi), SBC (Schwarz Bayesyen Kriteri), J-B (Jarque-Bera normallik testi), OTO-K (Otokorelasyon LM Testi), W-H (White Heteroscedasticity testi).
(1) Her bir test için gösterilen sütunda sol taraftaki rakamlar ilgili teste ait test istatistiğini, sağ taraftaki (parantez içinde verilen) değerlerse ilgili test için hesaplanan olasılık değerleridir.

Tablo sonuçlarına bakıldığında 5. gecikme değeri dışındaki tüm gecikme değerleri için tahmin edilen hata terimi serileri normal dağılmakta, bu serilerde otokorelasyon problemi bulunmamakta ve her bir seri sabit

varyans varsayımını bozmamaktadır. Bu yüzden 4 ve daha düşük gecikme değerleri için etkinlik kriterleri gecikme sayısı seçiminde öne çıkmışlardır. Tablodan da gözlemleneceği gibi, AIC kıstasının 2 gecikme uzunluğunu, SBC kıstası ise 1 gecikme uzunluğunu tercih etmektedir. Gecikme uzunluğunun 2 ve 1 olması durumlarında hata terimine yönelik tüm test sonuçları kabul edilebilir aralıklarda olduğu gözlemlenmektedir. AIC kıstasının 1. ve 2. gecikme uzunluğu için hesaplanan değerleri birbirlerine çok yakın olduğundan bu çalışma zaman serilerinde tutumluluk (parsimony) prensibini takip etmiş ve 1 gecikme değerini kullanmıştır.

4.2.3. Eş-bütünleşme Testi ve VECM Tahmini

Eş-bütünleşmenin var olup olmadığının sınanması için uygulanan Johansen yöntemi sonuçları aşağıdaki tablodaki gibidir. Eş-bütünleşme testinde amaçlanan $\hat{\Pi} = \hat{\alpha}\hat{\beta}$ matrisine ait rankın araştırılması şeklinde özetlenebilir. Eş-bütünleşme testinin cevaplandırmak istediği ve çalışmamıza uyarlanan sorusu: “kullanılan üç adet ücret değişkeni için kaç adet eş-bütünleşme ya da ortak yörünge mevcuttur?” Eş-bütünleşme sayısı bir anlamda Π matrisinin indirgenmiş rankı olup sezgisel olarak bu matrisin tahmini olan $\hat{\Pi}$ matrisinin sıfıra yakınsal olan özdeğer (eigenvalue) sayısına eşittir. Bunu ölçmek için kullanılan iki adet test vardır: Maksimum Öz-değer (Maximum Eigenvalue) testi ve İz (Trace) testi. Eşbütünleşme analizi sonuçları Tablo-5’de sunulmuştur. Bu testlerde sıfır hipotezi: “H0: değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki (eş-bütünleşme) yoktur” şeklinde okunabilir. Her iki eş-bütünleşme testi de %5’ten daha küçük bir olasılık değerinde en az bir adet eş-bütünleşmenin var olduğunu göstermektedir. Gerek Maksimum Öz-değer testi gerekse de İz testi değişkenler arasında en azından bir adet uzun dönemli ilişkinin varlığını işaret etmektedir.

Tablo 5: Eş-Bütünleşme Analizi Sonuçları

Rank	Öz-değer (Eigenvalue)	Maksimum Öz-değer (Eigenvalue) Testi			İz (Trace) Testi		
		Öz- değer testi değeri	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri	İz Testi Değeri	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri
0	0,497	28,91*	22,29	0,005	39,53*	35,19	0,016
1	0,147	6,68	15,89	0,701	10,61	20,26	0,579
2	0,089	3,93	9,16	0,422	3,93	9,16	0,422

* %5 kritik değerinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Eş-bütünleşme için hesaplanan rank=1 olduğundan bu üç ücret değişkeninin takip ettiği bir adet genel yörünge mevcut olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonuç doğrultusunda $\hat{\Pi} = \hat{\alpha}\hat{\beta}$ matrisinden elde edilen sonuçların doğru bir şekilde yorumlanması gerekmektedir. Uygulamada genelde bu sonuçlar normalleştirme işlemiyle yapılmaktadır. Eş-bütünleşme vektörü: 1. kamu işçi ücretleri (denklem-8), 2. memur ücretleri (denklem-9) ve 3. özel sektör işçi (denklem-10) ücretleri değişkenlerinin katsayılarına için normalleştirilmiştir. Normalizasyon işlemi sonucu elde edilmiş parametreler ya da β_i değerleri uzun dönem esneklik tahminlerini vermektedirler. Parametre tahminlerinin alt tarafında parantez içinde verilen rakamlar ilgili parametre tahminine ait hesaplanan t-değerleridir.

$$w_t^s = -0,452 + 0,615w_t^m + 0,834w_t^p + 0,004TR \dots\dots\dots (8)$$

(3,14) (3,96) (2,16)

$$w_t^m = 0,737 + 1,627w_t^s - 1,357w_t^p - 0,008TR \dots\dots\dots (9)$$

(7,03) (2,90) (2,18)

$$w_t^p = 0,543 - 0,736w_t^m + 1,198w_t^s + 0,006TR \dots\dots\dots (10)$$

(2,76) (8,41) (2,91)

Genel hatlarıyla bakıldığında kamu işçi ücretlerinin bağımlı değişken olduğu denklemde (8 numaralı denklem) diğer etkenler sabitken uzun dönemde memur ve özel sektör işçi ücretlerindeki %10'luk artışın kamu işçi ücretlerini sırasıyla %6,2'lik ve %8,3'lük artışa neden olmaktadır. Memur ücretlerinin bağımlı değişken olduğu denklemde (9 numaralı denklem) memur ücretlerinin kamu işçi ücretlerindeki artışlardan pozitif ve özel sektör işçi ücretlerindeki artışlardan negatif etkilendiği gözlemlenmiştir. Özel sektör işçi ücretlerinin gösterildiği denklemde de gözlemleneceği gibi özel sektör işçi ücretleri uzun dönemde kamu işçi

ücretlerinden pozitif ve memur ücretlerinden negatif yönde etkilenmektedir.

Yukarıdaki sonuçların daha sağlıklı bir düzleme oturtulabilmesi için zayıf dışsallık (weak exogeneity) testi uygulanmalıdır. Eş-bütünleşme analizine dâhil edilen değişkenlerin gereksiz (superfluous) olup olmadıklarının sınanmasının yanında bu testin amacı eş-bütünleşme denkleminde elde edilen parametre tahminlerine uygulanan lineer kısıt ya da kısıtların anlamlılıklarının kontrol edilmesidir. Zayıf dışsallık testi sonuçları Tablo-6'da sunulmuştur. Bu bağlamda yukarıda sonuçları sunulan her-bir eşbütünleşme denklemindeki parametre tahminlerine (β_i) kısıt konulmakta ve bu kısıtların dağılımlarının ki-kare oldukları varsayılmaktadır. Bu şekilde kurgulanan sıfır hipotezleri ve bu hipotezlere karşılık gelen (χ^2) ve olasılık değerleri tabloda sunulmuştur.

İlk olarak kamu işçi ücretlerinin memur ve özel sektör işçi ücretlerinden etkilenmediğini belirten sıfır hipotezi (hipotez 1) reddedilmiştir. Aynı şekilde kamu işçi ücretleri denkleminde (denklem-8) memur ücretlerinin etkisinin olmadığını belirten sıfır hipotezi de (hipotez-2) yüksek bir istatistikî anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. 3 numaralı hipotezde ise uzun dönemde kamu işçi ücretlerinin özel sektör işçi ücretlerinden etkilenmediği belirtilmektedir. Bu hipotez de yüksek anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. 4 ve 5 numaralı hipotezlerde memur (denklem 9) ve özel sektör işçi (denklem 10) ücretleri denklemlerinde gösterilen içsel değişkenlerin gereksiz (superfluous) değişkenler olduğu ifade edilmektedir. Her iki hipotez de yüksek anlamlılık düzeylerinde reddedilmiştir. Bu analizden (zayıf-dışsallık testi) çıkan en önemli sonuç bu çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin içsel değişkenler olduğudur. Diğer bir anlatımla, Türkiye'de çalışmanın kapsadığı yıllar için bir "lider ücret" tespit edilememiştir. Tüm ücretlerin uzun dönemde birbirlerine nedensellik bağı ile ilişkili olması politika yapıcılarına önemli bir fırsat penceresi sunmaktadır. Gelirler politikasının bir aracı olan ücret politikalarının (kamu ücretleri) Türkiye bağlamında etkin bir şekilde kullanılabileceğini göstermektedir. Emek piyasasında ücretler arasındaki bu ciddi geçişgenlik Türkiye'deki emek piyasalarının esnek olduğu fikrini de desteklemektedir.

Tablo 6: Zayıf Dışsallık Testi

Hipotez Numarası	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler için Kısıt Vektörü	LR Testi (χ^2)	p-değeri
1.	w_t^g	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	9,40	0,00
2.		$\beta_2 = 0$	6,08	0,01
3.		$\beta_3 = 0$	7,04	0,00
4.	w_t^m	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	25,73	0,00
5.	w_t^p	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	24,35	0,00
6.	Homojenlik	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$	1,92	0,17

Jacobson ve Ohlsson (1994) çalışmasının yapmış olduğu diğer bir inceleme uzun dönemde ücretlerin birbirlerinden çok uzaklaşmadığı ifade eden homojenlik hipotezidir. Uzun dönemde ücretler birbirlerinden uzaklaşması halinde tahmin edilen β_i parametre toplamlarının sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Bu hipotez Tablo-6'da 6 numaralı hipotez olarak sunulmuştur. Burada sıfır hipotezi ($H_0 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$); “uzun dönemde ücretler birbirlerinden çok fazla uzaklaşmamaktadırlar” şeklinde okunmaktadır. Bu hipotez için hesaplanan (χ^2) ve olasılık değerleri çerçevesinde (%5 istatistikî anlamlılık düzeyi için) bu hipotez reddedilememiştir. Diğer bir deyişle Türkiye’de uzun dönemde özel sektör ve kamu sektöründeki ücretler birbirlerinden çok fazla uzaklaşmamaktadırlar.

Yukarıda yapılan analizler göstermiştir ki kullanılan üç değişken de aynı düzeyde durağandır ve bu değişkenler arasında uzun dönemli bir eş-bütünleşme ilişkisi mevcuttur. Çalışmanın bu aşamasında cevaplandırılmak istenen soru; “uzun dönemde ücretler arasında mevcut olan bu ilişki kısa dönemde bozulursa ücret değişkenleri bu uzun dönem dengeye nasıl geri dönmektedirler? J-J eş-bütünleşme denklemlerinden elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeli açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı Vektör Hata Düzeltme Modeli sonuçları Tablo-7’de gösterilmiştir.

TABLO 7: VEC Modeli Sonuçları

	HD-1		HD-2		HD-3	
	Δw_{gt}	t-değ.	Δw_{mt}	t-değ.	Δw_{pt}	t-değ.
EC_{t-1}	-0,760*	-4,76	-0,155*	-1,94	-0,407*	-4,82
Δw_{gt-1}	0,448*	2,72	-0,008	-0,09	0,203*	2,32
Δw_{mt-1}	-0,767*	-2,16	-0,100	-0,52	-0,237	-1,58
Δw_{pt-1}	0,015	-0,03	-0,023	-0,21	-0,542*	-2,94
C	0,016	1,46	0,003	0,94	0,011*	2,98
R^2	0,53		0,15		0,39	
Ad- R^2	0,48		0,06		0,32	
OTO-K : 9,76 (0.37)						
Log-Likelihood :286,66						
Normality (J-B) : 5,25(0,51)						
W-Hetero : 43,92 (0.64)						

Tabloda EC_{t-1} her bir bağımlı değişken için tahmin edilen hata düzeltme katsayısını göstermektedir. Tablodan da gözlemleneceği gibi kısa dönemde yaşanan bir şok nedeniyle ücretler izledikleri yörüngeden ayrılmaları durumunda dengeye geri dönme eğilimindedirler. Her bir bağımlı değişken için tahmin edilen hata düzeltme parametresi istatistikî olarak anlamlı bulunmuştur. Kamu işçi ve özel sektör işçi ücretleri için tahmin edilen hata düzeltme katsayılarının (sırasıyla -0,76 ve -0,407) oldukça yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Diğer bir deyişle kamu sektörü işçi ve özel sektör işçi ücretleri uzun dönem dengeden ayrılması durumunda bu sapmanın her sene yaklaşık olarak sırasıyla %76 ve %41 civarında düzeltildiği tespit edilmiştir. Memur ücretleri için hesaplanan hata düzeltme katsayısına göre memur ücretlerinin uzun dönem dengeden ayrılması durumunda her sene yaklaşık olarak %16 civarında düzeltildiği sonucuna varılmıştır.

Ücretler hakkında dinamik anlamda davranışlarını daha iyi anlamak için kullanılan diğer bir önemli araç varyans ayrıştırma analizidir. VEC modeli sonucunda her bir ücret değişkenine ait hata terimi serileri tahmin edilmiştir. Bu analizde bir değişken için tahmin edilen hata terimi serilerine ait varyans bağımlı değişken olarak kabul edilmekte ve bu değişkenin açıklanmasını bu değişkenin kendisi ve diğer değişkenler kullanılmaktadır.

Aşağıdaki tabloda (Tablo-8) 10. gecikme dönemine ilişkin varyans ayrıştırma analizi sonuçları sunulmuştur. Modellerdeki sıralama VEC sıralaması ile eşlenik tutulmuştur. Her bir satırda ilgili değişkene ait toplam varyans 100 kabul edilmiş ve bu varyans modeldeki içsel değişkenlerin katkısını görecektir şekilde parçalara ayrılmıştır (decomposition).

Tablodan da gözlemleneceği gibi bu analiz bize memur ücretleri serisinin dışsal olduğunu göstermektedir. Bu sonuç memur ücretlerinin diğer değişkenleri etkileyen ve ancak sadece kendi geçmişindeki dalgalanmalardan etkilenen bir değişken olduğunu göstermektedir. Memur ücreti serisine ait varyansın %97'si bu değişkenin kendi geçmişinde meydana gelen dalgalanmalardan kaynaklandığı tespit edilmiştir. Memurların ücretlerindeki dalgalanmalar ne özel sektör ücretlerinden ne de kamu işçi ücretlerinden kaynaklanmaktadır.

Tablo-8: Varyans Ayrıştırma Analizleri (%)

Varyans Tanımı	Toplam varyansın % ..'si (Δw_i)'den kaynaklanır.			
	Δw_t	Δw_m	Δw_p	Toplam
Δw_g 'nin Varyansı	45,1	28,6	26,3	100
Δw_m 'nin Varyansı	2,37	97,1	0,55	100
Δw_p 'nin Varyansı	38,5	6,96	54,5	100

Tablodaki değerler 10.'cu gecikme zamanı içindir. VEC analizindeki sıralamaya sadık kalınmıştır.

Bunun aksine kamu işçi ve özel sektör işçi ücretleri içsel değişkenlerdir. Her iki ücrette birbirlerini karşılıklı olarak etkilemektedir. Kamu işçi ücretleri ait varyans parçalara ayrıldığında kendi geçmişinde meydana gelen şokların bu varyansın %45'lik kısmını açıkladığı gözlemlenmiştir. Buna ilave olarak memur ücretlerindeki değişimler kamu işçi ücretlerindeki dalgalanmanın yaklaşık olarak % 29'nu açıklarken özel sektör işçi ücretlerindeki değişimler bu dalgalanmanın yaklaşık olarak %26'sını açıklamaktadır.

Özel sektör işçi ücretlerine bakıldığında bu ücretteki toplam varyansın sırasıyla %54'lük kısmı kendi geçmişinden, %7'lik kısmı memur ve %39'u işçi ücretlerindeki dalgalanmalardan kaynaklandığı gözlemlenmiştir. Diğer bir deyişle özel ve kamu sektörü işçi ücretleri içsel değişkenlerdir.

5.SONUÇ

Kamu sektöründe istihdam edilenlerin toplam istihdam edilenler içindeki payı dünyanın pek çok ülkesinde oldukça ciddi düzeylerde olmasına rağmen kamu sektörü ücret düzeylerinin belirlenmesiyle ilgili akademik çalışma sayısı oldukça azdır. Bunun en önemli nedeni araştırmacıların kamu ücret değişimlerinin ekonomik olmaktan çok politik karar olduğunu düşünmelerindedir. Teorik literatürde kamu ve özel sektör ücretleri arasındaki bağlantıyı kuran önemli bir yaklaşım İskandinav Ücret Modelidir. Bu modelin teorik çerçevesi neoklasik yaklaşımla oldukça geniş bir kesişim kümesine sahiptir. Bu çalışma teorik anlamda İskandinav modelinden hareket etmiş ve uygulama aracı olarak eş-bütünleşme analizi temelli Vektör Hata Düzeltme Modelini kullanmıştır. Bu metodun kullanılmasıyla bu çalışma “Türkiye’de kamu ve özel sektör ücretleri arasında uzun ve kısa dönemli ilişki var mıdır?” sorusunu cevaplandırmaya çalışmıştır. Yapılan analizler göstermiştir ki uzun dönemde kamu işçi, memur ve özel sektör işçi ücretleri arasında ciddi bir ilişki mevcuttur. Bu çalışmanın ortaya koyduğu ikinci bir nokta kamu ve özel sektör işçi ücretleri içsel değişkenlerdir olmasıdır. Diğer bir deyişle Türkiye’de çalışmanın kapsadığı dönem için bir “lider ücret” tespit edilememiştir. Bu çalışmanın ortaya koyduğu diğer bir önemli nokta memur ve özel sektör ücretlerinin genelde ayırık (countercyclical) bir yön (pattern) izlediğidir. Bunun önemli bir nedeni memur ücretleri belirlenmesinde hükümetlerin bunu tek taraflı bir karar olarak almasındandır. Buna ilave olarak, uzun dönemde ücretlerin birbirlerinden çok fazla ayrılmama eğiliminde olması ortaya konulan diğer bir önemli sonuçtur. Türkiye’nin 1994 ve 2001 krizlerinden nispeten hızlı bir şekilde kurtulmasında emek piyasalarının esnek olmasından kaynaklandığı belirtilmiştir. Ücretler arasındaki (zayıf dışsallık testi ile ortaya koyulan) karşılıklı etkileşim ya da içsel ilişki ücretler arasındaki bu geçişkenliği göstermektedir. Bu yönü ile bir gelirler politikası enstrümanı olan ücret politikası Türkiye için etkin bir araç olduğu sonucuna varılmıştır. Uzun dönemde talebi baskılama amacını hedefleyen bir politika sadece kamu çalışanlarının değil aynı zamanda özel sektör ücretlerine de etki edebilmektedir.

KAYNAKLAR

Alesina, A., Reza B., ve William, E. (1998). Redistributive Public Employment, NBER Working Paper 6746.

Bulutay, T.(1995). An Overview of the Recent Trends in Labor Markets, Labor Statistics, Ankara: State Institute of Statistics.

DPT (2007). Ekonomik ve Sosyal Göstergeler (1950-2006). <http://ekutup.dpt.gov.tr/ekonomi/gosterge/tr/esg.asp>

Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration And Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55, 251-276.

Friberg, K. (2003). Intersectoral Wage Linkages in Sweden, Sveriges Riksbank Working Paper Series, Nr. 158, Stockholm, Sweden.

Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111-120.

Holmlund, B. ve Ohlsson, H. (1992). Wage Linkages Between Private and Public Sectors in Sweden, *Labour* 6(2),3-17.

Johansen, K. ve Strom, B. (2001). Wages and Politics: Evidence from the Norwegian Public Sector, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, Vol. 63(3), 311-331.

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. (1992). Determination of Cointegrating Rank in the Presence of a Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 383–397.

Johansen, S. (1995). Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford: Oxford University Press.

Jacobson, T. ve Ohlsson, H. (1994). Long-Run Relations between Private and Public Sector Wages in Sweden, *Empirical Economics* 19, 343–360.

Lindquist, J.M. ve Vilhelmsson, R. (2006). Is The Swedish Central Government A Wage Leader? *Applied Economics*, (38), 1617-1625.

Maysami, R. C. ve Koh, T. S. (2000). A Vector Error Correction Model of The Singapore Stock Market, *International Review of Economics and Finance*, Volume 9, Issue 1,79-96 .

Nymoen, R. (1989). Modeling Wages in the Small Open Economy; An Error Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51,239-258.

OECD (2008). Employment in Government in the Perspective of the Production Costs of Goods and Services in the Public Domain, *GOV/PGC/PEM*, 2008-1.

Tägtström, S. (2000). The Wage Spread Between Different Sectors in Sweden, *Sveriges Riksbank Economic Review*, 4, 77-82.

Tansel, A. (2004). Public Employment as a Social Protection Mechanism, *Economic Research Forum Working Paper*, 0104.

TOBB (2002). Cumhuriyet Döneminin Ekonomik Büyüklükleri (1923-2002).

Toda, H. Y. ve Phillips, P. B. C. (1994). Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study, “ *Econometric Reviews* 13, 259-285.

TUIK (2007). İstatistiki Göstergeler, 1923-2006. ISSN: 1300-0535. Yayın No: 3114.

Warginger, K.G. (1991). Wage Formation in the Scandinavian Model. An Empirical Test on Swedish Data with an Error Correction Model, Department of Economics, Stockholm University, mimeo.