

İmalat Sektöründe Verimlilik ve Reel Ücret İlişkisi: Bir Koentegrasyon Analizi

Yrd. Doç. Dr. Şahabettin GÜNEŞ

Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, BOLU

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye’de imalat sektöründe emek verimliliği ile reel ücretler arasında nasıl bir ilişki bulunduğu incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisini görmek için koentegrasyon analizi kullanılmıştır. Uzun dönem dengesinden kısa dönemde ortaya çıkan sapmaların etkisi ise vektör hata düzeltme modeli kullanılarak irdelenmiştir. Sonuçları daha iyi yorumlayabilmek amacıyla ayrıca etki-tepki (impulse response) fonksiyonları da hesaplanmıştır. Ulaşılan sonuçlar emek verimliliği ile reel ücretler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Emek verimliliği, Reel ücretler, Koentegrasyon

Productivity and Real Wage Relationship in Manufacturing Sector: A Cointegration Analysis

ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate the relationship between labor productivity and real wages in Turkish manufacturing sector. Cointegration analysis has been used in order to see the existence of long-run relationship between these two series. For short-run dynamics a vector error correction model (VECM) has been utilized. Impulse response functions have also been calculated to evaluate the behavior of the variables rigorously. The results primarily suggest that there is a long-run equilibrium relationship between labor productivity and real wages in the manufacturing sector.

Key Words: Labor productivity, Real wages, Cointegration

GİRİŞ

Emek verimliliğinde meydana gelen değişmelerin ekonomide önemli bazı değişkenleri etkilediği bilinmektedir. Ekonomik teori emek verimliliğinde meydana gelen değişmelerin emeğin üretimden aldığı paya, yani reel ücretlere yansıtacağını öngörmektedir. Genel olarak ortalama reel ücretlerin yükselmesinin verimlilikteki artışlar nedeniyle mümkün hale geldiği kabul edilir. Çünkü emeğin verimliliğinde meydana gelen artışlar emeğin marjinal ürün gelirinin yükselmesine neden olmaktadır. Bu da işçilere dağıtılabilecek reel gelirin artması demektir. Ancak işverenlerin verimlilik artışından kaynaklanan bu değeri ne derece paylaşmak istedikleri ayrı bir sorundur. Günümüzde iletişimdeki gelişmeler bilgi akışını ileri derecede hızlandırmış ve yaygınlaştırmıştır. Bu da üretim sürecinde şeffaflığı arttırmıştır. Global şeffaflığın da artması sonucu yerel sorunlara duyarsız kalmak eskiye kıyasla daha da zorlaşmıştır. Dolayısıyla, işverenlerin verimlilik artışından kaynaklanan kazancı işçilerle paylaşma konusunda artık daha büyük bir baskı altında oldukları söylenebilir.

Türkiye’de emek verimliliğindeki artışların reel ücretlere etkisinin tatmin edici sayıda ve nitelikte ampirik çalışmalar yapılarak açıklığa kavuşturulduğu söylenemez. Bu konudaki çalışmalar genellikle basit korelasyon ve data analizleri niteliğindedir. Neyin hangi sonucu doğurduğu veya nedensellik ilişkisi sağlıklı bir şekilde analiz edilmediği için ulaşılan sonuçlar çoğu kez yanlış veya yanıltıcı olabilmektedir.

Verimlilik-ücret ilişkisiyle ilgili ulusal literatüre bakıldığında bunun genellikle çeşitli kamu kurumları ile işçi ve işveren örgütlerinin yayınladığı raporlardan oluştuğu görülmektedir. Uluslararası literatürün aksine Türkiye’de akademi-kaynaklı çalışmalar oldukça sınırlıdır. Bu bağlamda, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından yayınlanan bir raporda imalat sektöründe 1997 yılındaki reel ücretlerin 1980 yılı reel ücret düzeyinde kaldığı belirtilerek “son yirmi yıldır reel ücretler reel işgücü verimliliğine paralel gitmemektedir”(TCMB, 2002, s.48) denilmektedir. Taymaz ve Suiçmez’e (2005) göre ekonomik kriz yılı olan 2001 yılında imalat sanayiinde emek verimliliğinde kayda değer bir düşüş olmamasına rağmen reel ücret endeksinde yaklaşık %41’lik bir azalma olmuş ve dolayısıyla kriz ücretli kesime yüklenmiştir. TİSK (2001) tarafından yayınlanan bir araştırmada ise özel imalat sanayiinde 1989-1999 yılları arasında üretimin %79.7, verimliliğin %107.2, reel ücretlerin ise %176.8 oranında arttığı belirtilmektedir. Özmucur (2003) 1950-1998 yılları arasını kapsayan analizinde özel imalat sektöründe verimliliğin kamu sektöründen daha yüksek olduğu ve ücretlerle verimlilik arasında da yakın bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Söz konusu bu çalışmalarda Özmucur (2003) zaman serileri üzerinde 3SLS analizi uygularken diğerleri basit data analizi yöntemlerine başvurmuşlardır. Uras (2000) da emek verimliliğinin Türkiye’de gelişmiş ülkelere kıyasla çok düşük olduğunu ve dolayısıyla bu durum göz önünde bulundurulmadan sadece reel ücretlerin ülkeler arasında kıyaslanmasının yanıltıcı olacağını belirtmektedir.

Verimlilik ve ücretler arasındaki ilişki uluslararası literatürde daha yakından ve derinlemesine incelenmiştir. Marquetti (2004) ABD için 1869-1999 yılları arasındaki verimlilik ve reel ücret ilişkisini koentegrasyon analizi kullanarak araştırmış ve iki değişken arasında uzun dönem bir ilişki olduğunu bulmuştur. Dwyer (1995) ABD tekstil endüstrisinde verimlilik ücret ilişkisini araştırmış ve endüstri içerisinde verimliliği yüksek işyerlerinin bunu ücretlere yansıttığını bulmuştur. Baldwin (1996) de Kanada imalat sektöründe benzer bir sonuca ulaşmıştır. De Jong ve Soete’nin (1997) analizine göre 1937 yılından itibaren Belçika’da imalat sektöründe verimlilik artışı yavaş fakat istikrarlı bir trend gösterirken, gerçek ücretlerdeki değişme istikrarsız bir yapıda seyretmiştir. Fedderke ve Mariotti (2002) Güney Afrika’da 48 alt sektörü kapsayan çalışmalarında işgücü verimliliğinde artış görülen sektörlerin bunu gerçek ücretlere büyük ölçüde yansıttıklarını bulmuşlardır. Wakeford (2004) ise 1970Q1-2002Q4 arası Güney Afrika imalat sektörüne ait zaman serilerini kullanarak yaptığı çalışmada uzun dönemde verimlilik artışlarının reel ücretlere ancak %38 oranında yansıtıldığı sonucuna ulaşmıştır.

Bu çalışmanın amacı ülkemizde imalat sektöründe emek verimliliği ile gerçek ücretler arasında kısa ve uzun dönemde bir ilişkinin olup olmadığını ampirik olarak incelemektir. İki değişken arasındaki uzun dönemli ilişki koentegrasyon analiziyle incelenecektir. Verimlilik ve reel ücretler arasındaki kısa dönemli ilişki ve bu ilişkinin yönü hata-düzeltilme modeli uygulanarak analiz edilecektir. Çalışmanın birinci kısmında ücret-verimlilik ilişkisi teorik açıdan kısaca incelenecek, ve kullanılan veriler hakkında bilgi verilecektir. İkinci kısımda koentegrasyon ve hata düzeltilme analizleri, üçüncü kısımda ise etki-tepki (impulse response) analizi yapılacaktır. Son kısımda sonuç ve değerlendirmelere yer verilecektir.

I. VERİMLİLİK, ÜCRETLER VE DATA

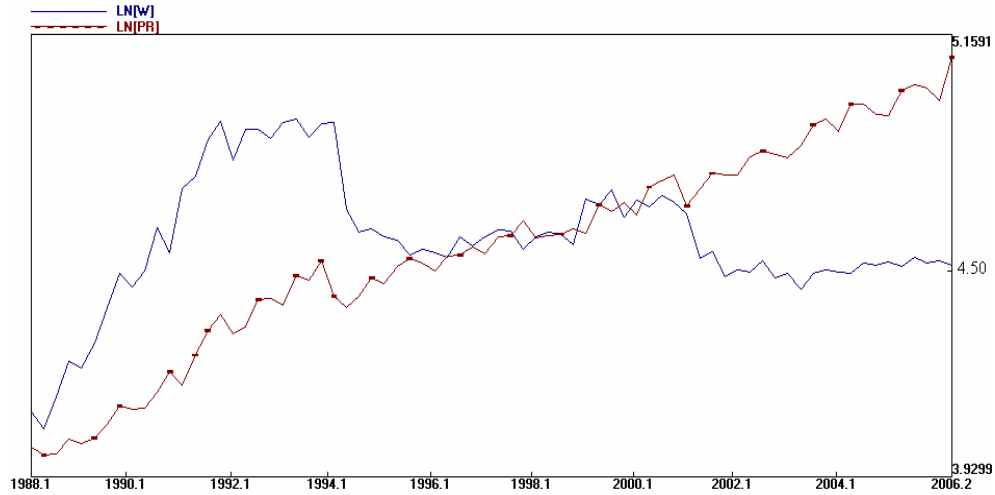
Teorik olarak en çok kullanılan verimlilik kavramının son unsurun toplama katkısını ifade eden 'marjinal verimlilik' kavramı olduğunu görmekteyiz. Bir neoklasik yaklaşım olarak ortaya çıkan bu analizde tam rekabet şartlarında kısa dönemde emeğin tek değişken olduğu varsayımıyla kar maksimizasyonu ilişkisi aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$P = MC = W/MPL \text{ veya } W/P = MPL \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de P, MC, W, MPL değişkenleri sırasıyla fiyat, marjinal maliyet, ücret ve emeğin marjinal ürün değerlerini ifade etmektedir. Buna göre, kar maksimizasyonunun aslında bir maliyet minimizasyonu olduğu gerçeğinden hareketle, firma fiyatın marjinal maliyete eşit olduğu ve gerçek ücretlerin (W/P) de emeğin marjinal ürününe (MPL) eşitlendiği bir durumda denge üretim ve istihdam şartlarını sağlamış olacaktır. Dolayısıyla emeğin marjinal veriminin yükselmesi eşitlik gereği reel ücretlerin artmasını gerektirmektedir. Bu yaklaşım ücretlerle verimlilik arasında bire-bir bir ilişki kurmaktadır.

Teorik olarak değişkenler arasındaki ilişkileri açık bir şekilde ortaya koymak bakımından marjinal verim yaklaşımı iyi bir analiz aracı olmakla birlikte gerçek hayatta marjinal verimliliği ölçmek kolay değildir. Bu yüzden genellikle ortalama verimlilik ölçütünün kullanılması kaçınılmaz olmaktadır. Emeğin ortalama verimliliği toplam reel üretimin toplam emek (saat vs) miktarına bölünmesiyle hesaplanmaktadır. Bu verilerden de zaman içerisinde verimlilikteki değişmeyi gösteren verimlilik endekslerini hesaplayıp kullanmak mümkündür. Ancak McConnell ve Brue'nin (1989, s. 468-469) de açıkladıkları gibi verimlilik endekslerinin ciddi bazı eksik yönleri de bulunmaktadır. İlk olarak, endeksler verimlilik hesaplamasına dahil edilemeyen ancak verimlilik değerlerini etkileyebilen bazı unsurları kapsam dışı bırakılmaktadırlar. Genellikle, kapsam dışı kalan faktörler fiyatlandırılmayan hizmetlerdir. İkinci olarak, endeksler niceliği dikkate alırken nitelik değişmelerini ihmal etmektedir. Son olarak, endeksler bir çok kaynaktan beslenen verimlilik artışlarını sadece emeğin salt verimliliğinden kaynaklanıyor gibi gösterebilmektedirler. Emeğin verimliliğini etkileyen nedenleri yansıtamamaktadırlar. Dolayısıyla, bir ölçüm aracı olarak, emeğin verimliliğinde meydana gelen değişimleri bu kısıtlar çerçevesinde değerlendirmek gerekmektedir.

Bu çalışmada kullanılan verimlilik (PR) serileri kamu ve özel sektör toplam imalat sanayiinden oluşan kısmi (emek) verimlilik endeksidir. Endeks çalışılan saat başına üretim dikkate alınarak üçer aylık (çeyrek) dönemler için hesaplanmıştır ve 1988Q1-2006Q2 arası kapsamaktadır¹. Benzer şekilde, ücretlerle (W) ilgili seriler de toplam imalat sanayiinde çalışılan saat başına ücret kıstasına göre hesaplanan üçer aylık reel ücret endeksinden oluşmaktadır. Her iki değişkene ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır (TCMB, 2006).



Şekil 1: Dönemlere göre LnW ve LnPR'deki değişme

Çalışmada kullanılan değişkenlerin 1988Q1 ve 2006Q2 arası döneme ait elde edilen grafikleri Şekil 1'de gösterilmiştir. Şekil 1 serilerin normal logaritmik trendini göstermektedir. Böylece serilerde önceki döneme kıyasla nispi veya yüzdelik artış şeklinde ortaya çıkan trend izlenebilmektedir. Buna göre imalat sektöründe reel ücretlerin 1994'ün ikinci çeyreğinden 1995.3'e kadar hızlı bir düşüş yaşadığı ve daha sonra 2000 yılının üçüncü çeyreğine kadar yavaş yavaş arttıktan sonra bu noktada tekrar bir düşüş yaşadığını göstermektedir. Verimlilik artışıdaki uzun dönemli trendin ise oldukça istikrarlı olduğu söylenebilir. Ancak kısa dönemde emek verimliliği dalgalı bir artış göstermektedir.

Şekil 1'de reel ücretlerde gözlenen 1994'ün birinci çeyreğinden sonraki (26. gözlem ve sonrası) hızlı düşüşün kullanılan serilerde yapısal bir değişikliğe (break) yol açıp açmadığı Chow testi kullanılarak test edilmiştir. Chow testi 'yapısal değişiklik yok' sıfır hipotezine karşılık 'yapısal değişiklik var' şeklindeki alternatif hipotezi test etmektedir. Chow testinden elde edilen sonuçlara göre reel ücret serisinde yapısal bir değişme veya kırılma bulunmamaktadır.

II. KOENTTEGRASYON ANALİZİ

Koentegrasyon analizi iki veya daha çok değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını görmek için yapılmaktadır. Bu kısımda ilk önce imalat sektöründe ücretlerle emek verimliliği arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı araştırılacak, daha sonra da hata düzeltme modeliyle iki değişken arasındaki kısa dönemli etkileşim incelenecektir. Söz konusu analizimiz için t periyodundaki reel ücretlerle (W) emek verimliliği (PR) arasındaki muhtemel ilişki aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi yazılabilir:

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 PR_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de β_0 , β_1 parametreleri ve ε_t hata terimini göstermektedir². Bu ilişkide koentegrasyonun varlığından söz edilebilmesi için serilerin her birinin I(1) olması, yani durağan hale gelmeleri için birinci farklarının alınması durumunda, bu serilerin $W_t - \beta_0 - \beta_1 PR_t = \varepsilon_t$ şeklinde, I(0), bir lineer kombinasyona sahip olmaları gerekmektedir. Bu tür bir ilişkide β_1 koentegrasyon parametresi ve eşitliğin kendisi de koentegrasyon regresyonu olarak isimlendirilir. Değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi bulunduğu β_1 için tam tutarlı (super consistent) bir tahmin yapılabilmesi için eşitlik (2)'ye en küçük kareler yöntemini uygulamak mümkün olmaktadır (Griffiths vd., 1993, s. 701).

A. Birim kök testleri

Nelson ve Plosser'e (1982) göre çoğu makroekonomik zaman serileri durağan (stationary) değillerdir. Durağan olmayan serileri en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmek gerçekte olmayan bir ilişkiyi seriler arasında varmış gibi göstermeye neden olmaktadır. Dolayısıyla, bu tür bir hatalı veya sahte (spurious) regresyon olasılığını ortadan kaldırmak için serilerin durağan olup olmadıklarını test etmek gerekmektedir. Bu amaçla, aşağıdaki (3) ve (4) numaralı denklemler kullanılarak Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey and Fuller, 1981) ve Phillips-Perron (PP) (Phillips and Peron, 1988) testleri uygulanacaktır.

$$\Delta y_t = \Phi + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \Phi + \beta(t - T/2) + \rho y_{t-1} + v_t \quad (4)$$

Eşitlik (3)'te y ilgi konusu değişkeni, Φ , β , ρ ve γ parametreleri, Δ birinci fark operatörünü, t de lineer zaman trendini göstermektedir. Eşitlik (3)'teki k 'nin büyüklüğü Akaike bilgi kriterleri doğrultusunda hata terimi ε_t 'nin sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip olması kistasına göre belirlenmektedir. ADF testi y 'nin durağan olmadığı sıfır hipotezine ($H_0: \rho - 1 = 0$) karşılık y 'nin durağan olduğunu savunan alternatif hipotez ($H_1: (\rho - 1) < 0$) şeklinde kurulmaktadır.

İkinci bir birim kök testi (PP) için verilen eşitlik (4)'te T gözlem sayısını, $(t - T/2)$ zaman trendini ve v_t de hata terimini göstermektedir. PP testinde ($H_0: \rho = 1$) şeklindeki sıfır hipotezine karşılık y 'nin deterministik bir trendle durağan olduğunu savunan alternatif hipotez ($H_1: \rho < 1$) test edilmektedir. PP testi ADF testinden farklı olarak artıktaki otokorelasyonun düzeltilmesi için parametrik

olmayan bir düzeltme uygulamaktadır. Her iki test için de Davidson ve MacKinnon (1993) özel kritik değerleri kullanılacaktır.

Shazam ekonometrik yazılım programı kullanılarak ADF ve PP birim kök testlerinde seri ve birinci farklar için hesaplanan sonuçlar aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 1: ADF ve PP birim kök testleri sonuçları

Değişkenler		ADF		PP	
		Sabit, Trendsiz	Sabit, Trendli	Sabit, Trendsiz	Sabit, Trendli
W	Seri	-2.6688***	-2.5897	-2.7165***	-2.6671
	Birinci Fark	-2.6619***(3)	-2.7708(3)	-8.7246*	-9.3871*
PR	Seri	-1.1621	-3.2248***(8)	-0.88945	-2.9018
	Birinci Fark	-1.8448(8)	-1.8726(8)	-10.769*	-10.823*

Anlamlılık düzeyi değerleri tek yıldız (%1) ve üç yıldız (%10) olarak gösterilmiştir. Parantez içinde sunulan optimum lag uzunlukları Shazam programı tarafından belirlenmiştir. W ve PR değişkenleri logaritmik formdadır.

ADF ve PP birim kök testlerine ait Tablo 1’de sunulan sonuçlara göre W değişkeni seri halindeyken de %10 anlamlılık düzeyinde durağan gözükmemektedir. ADF testine göre PR serisinin de yine kendisi trendin de varlığını gösterir şekilde %10 anlamlılık düzeyinde durağandır. Serilerin birinci farkları alındıktan sonra ADF testi serilerde birim kök bulunduğu yönündeki sıfır hipotezini kararlı bir şekilde reddedememektedir. Buna karşılık PP test sonuçlarına göre birinci farklarda sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilebilmektedir. Özellikle serilerdeki dönüm noktaları (turning points) gibi bazı durumları daha iyi teste dahil etmesi açısından PP testinin ADF testine kıyasla bazı üstünlüklerinin olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla sıfır hipotezini reddetmedeki anlamlılık düzeyleri de dikkate alınarak her iki testin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde W ve PR serilerinin birinci farkları alındıktan sonra durağan (I(1)) hale geldiklerini söylemek mümkündür.

Tablo 1’deki sonuçlara göre serilerin zamanla olan ilişkilerine daha yakından bakmak gerekli gözükmemektedir. Bilindiği gibi serilerin deterministik trende sahip olmaları zamanla anlamlı bir fonksiyonel ilişki içerisinde olduklarını gösterir. Analizde kullanılan serilerin deterministik trende sahip olup olmadıklarını anlamak için Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen bir test serilere uygulanabilir. Dickey ve Fuller’e göre bu amaçla $z_t = \varphi + \beta t + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t$ eşitliği kullanılabilir. Eğer $\beta = 0$ ve $\rho = 1$ ise seri deterministik trende sahip değildir. Bu çalışmada kullanılan seriler de bu eşitlik bağlamında test edilmiştir. W ve PR’ye ait regresyonların tahmin edilmesi sonucunda $\beta = 0$ ve $\rho = 1$ olduğundan dolayı serilerin stokastik trende sahip oldukları anlaşılmaktadır. Bu da Δz_t ’nin test edilmesinde trend teriminin kullanılmasına gerek olmadığını göstermektedir.

B. Koentegrasyon Testi

Reel ücretler ve emek verimliliği arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişkinin olup olmadığını tespit etmek için koentegrasyon testine başvurmak gerekmektedir. Bu amaçla Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) koentegrasyon özelliği sergileyen vektörlerin sayısını test eden bir prosedür geliştirmişlerdir. Bazı avantajlarından dolayı bu prosedür genellikle Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen iki aşamalı yöntemle tercih edilmektedir³. Bu çalışmada Johansen-Juselius (JJ) testi uygulanacaktır.

JJ testi koentegrasyon özelliği gösteren vektörlerin sayısını bulmak için iz (trace) ve maksimum özgül değer (maximum eigenvalue) olarak adlandırılan iki değişik test istatistiği kullanılmaktadır. $\lambda_{iz} = T \sum_{j=r+1,n} \ln(1-\lambda_j)$ eşitliği dikkate alındığında iz testinde en çok r kadar koentegrasyon vektörü vardır şeklindeki sıfır hipotezi test edilir. Eşitlikteki T testte kullanılan gözlem sayısını, λ_j 'lar ise serilerin I(1) olduğu varsayımı altında tahmin edilen karakteristik kökleri göstermektedir. Maksimum özgül değer test istatistiği ise $\lambda_{max} = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$ ilişkisini dikkate alarak en çok r kadar koentegrasyon ilişkisi sergileyen vektör vardır sıfır hipotezine karşılık $r+1$ kadar vardır alternatif hipotezini test etmektedir.

Seriler arasında koentegrasyon ilişkisi olup olmadığının tespit edilebilmesi için yapılan JJ testinin sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Tablodaki test istatistikleri için kullanılan kritik değerler Johansen ve Juselius'dan (1990) alınmıştır.

Tablo 2: JJ Koentegrasyon Testi Sonuçları

	r = 0	Kritik değerler	r <= 1	Kritik değerler
λ_{iz}	15.942***	15.6 (%10)	0.086	6.7 (%10)
λ_{max}	15.857**	14.6 (%5)	0.086	6.7 (%10)

Anlamlılık düzeyi değerleri iki yıldız (%5) ve üç yıldız (%10) olarak gösterilmiştir. Optimum gecikme uzunluğu AIC ve SC kriterlerine göre 4 olarak seçilmiştir. Sabit için bir kısıtlama uygulanmamıştır.

Tablo 2'deki sonuçlar seriler arasında bir koentegrasyon vektörünün bulunduğunu göstermektedir. İz testi bu sonucu %10 anlamlılık düzeyinde, maksimum özgül değer testi ise %5 anlamlılık düzeyinde vermektedir. Buna karşılık, $r \leq 1$ reddedilemediği için, birden çok koentegrasyon vektörü olduğu yönünde bir bulgu yoktur. JJ testiyle ulaşılan sonuçlara bakarak imalat sektöründe reel ücretler ile emek verimliliği arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu söylemek mümkündür.

C. Hata düzeltme modeli

Granger ve Engle (Granger, 1983; Engle ve Granger, 1987) yaptıkları çalışmalarda değişkenlerin I(1) düzeyinde entegre olması ve değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin de bulunması durumunda, özellikle stokastik hata

terimleri I(0) şeklindeki değişkenlerde tek yönlü veya çift yönlü işleyen bir Granger-nedenselliğinin bulunacağını göstermişlerdir. Ayrıca bu durumda koentegrasyonun varlığının tahmin edildiği regresyon da hatalı veya sahte regresyona neden olan etkenlerden arınmış olacaktır. Dolayısıyla aralarında koentegrasyon ilişkisi bulunan değişkenlerle ilgili vektör hata düzeltme modelini aşağıdaki gibi yazmak mümkündür:

$$\Delta \ln W_t = \alpha + \sum \theta(i) \Delta \ln PR_{t-i} + \sum \Phi(i) \Delta \ln W_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta \ln PR_t = \gamma + \sum \delta(i) \Delta \ln W_{t-i} + \sum \Omega(i) \Delta \ln PR_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

Eşitlik (5) ve (6)'daki Δ birinci fark operatörünü, ECT_{t-1} hata düzeltme terimini, ve ε_{1t} , ε_{2t} ise ilgili denklemlere ait hata terimlerini göstermektedir. ECT_{t-1} koentegrasyon regresyonundan elde edilen artıkları ifade etmektedir. Eşitlik (5) ve (6)'dan faydalanılarak seriler arasında zayıf veya güçlü bir Granger-nedenselliğinin bulunup bulunmadığını tespit etmek mümkündür. Ancak hata düzeltme terimi parametrelerinin, örneğin φ 'nın, sıfıra eşit olması iki değişken arasında denge sağlayıcı uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir.

$\ln W_t$ ve $\ln PR_t$ arasındaki ilişki yukarıdaki vektör hata düzeltme modeline göre tahmin edildikten sonra ulaşılan sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur⁴.

Tablo 3: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Eşitlik (5): Bağımlı D. : $\Delta \ln W_t$		Eşitlik (6): Bağımlı D. : $\Delta \ln PR_t$	
Değişken	Katsayı	Değişken	Katsayı
ECT_{t-1}	-0.10868*	ECT_{t-1}	0.00010
$\Delta \ln PR_t$	0.35148***	$\Delta \ln W_t$	0.13128***
$\Delta \ln PR_{t-1}$	0.58294*	$\Delta \ln W_{t-1}$	0.01814**
$\Delta \ln W_{t-1}$	-0.13246	$\Delta \ln PR_{t-1}$	-0.34977*
Sabit	-0.005311	Sabit	0.01983*

Anlamlılık düzeyi değerleri tek yıldız (%1), iki yıldız (%5) ve üç yıldız (%10) olarak gösterilmiştir. Durbin-Watson ve R^2 istatistikleri 5. ve 6. eşitliklere ait tahminler için sırasıyla 2.0, 2.1 ve 0.23, 0.18'dir.

Tablo 3'teki sonuçlara bakıldığında istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bir değere sahip olan eşitlik 5'e ait hata düzeltme terimi katsayısı $\ln PR_t$ 'den $\ln W_t$ 'ye doğru işleyen bir Granger nedenselliğinin bulunduğunu göstermektedir. Dolayısıyla emek verimliliğindeki değişmeler ücretleri hem kısa dönemde hem de uzun dönem dengesi açısından etkilemektedir. Bu bağlamda negatif işaretli hata düzeltme katsayısı (-0.10868), örneğin, ücretler verimlilikten fazla artarsa gelecek çeyrek dönemde ücretlerin %11 civarında tekrar düşeceğini göstermektedir. Veya bunun tersi yönünde reel ücretlerde uzun dönem dengesinden kısa dönemde meydana gelen sapmalar tekrar denge düzeyine dönmesi yönünde verimlilik kaynaklı bir baskıyla karşılaşacaktır.

Eşitlik (6)'nın tahmin edilmesi sonucu elde edilen hata düzeltme terimi katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmaması reel ücretlerdeki değişmelerin

verimlilik üzerinde uzun dönem dengesi açısından bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla bu analiz sonuçlarının etkin ücret modellerinin öngörülerini pek desteklemediği söylenebilir. Ancak yine de $\sum \delta(i)=0$ olmadığı için ücretlerden verimliliğe doğru işleyen zayıf bir Granger nedenselliğinin varlığı söz konusudur. Bu bağlamda bir önceki dönem ücret artışlarının verimlilik üzerinde % 1.8 civarında pozitif bir etkisinin olduğu görülmektedir.

III. ETKİ-TEPKİ (IMPULSE RESPONSE) ANALİZİ

Herhangi bir değişkenin maruz kaldığı şoklar hem değişkenin kendisi üzerinde hem de diğer değişkenler üzerinde çeşitli tepkilere veya duyarlılıklara yol açabilir. Değişkenlerin bu şoklara karşı gösterdikleri dinamik tepkilerin nasıl oluştuğunu görmek değişkenlerin davranışlarının daha iyi görülüp sağlıklı bir şekilde yorumlanmasına olanak sağlayabilmektedir.

Aşağıda verilen denklemlerdeki gibi bir VAR analizinde $u_t = (u_{1,t}, \dots, u_{s,t})$ şeklindeki bir etki vektörünün kısımlarını değişik şoklar olarak düşünmek mümkündür:

$$M_{1t} = \alpha + \sum \theta(i)M_{t-i} + \sum \Phi(i)R_{t-i} + u_{1t} \quad (7)$$

$$R_{1t} = \gamma + \sum \delta(i)R_{t-i} + \sum \Omega(i)M_{t-i} + u_{2t} \quad (8)$$

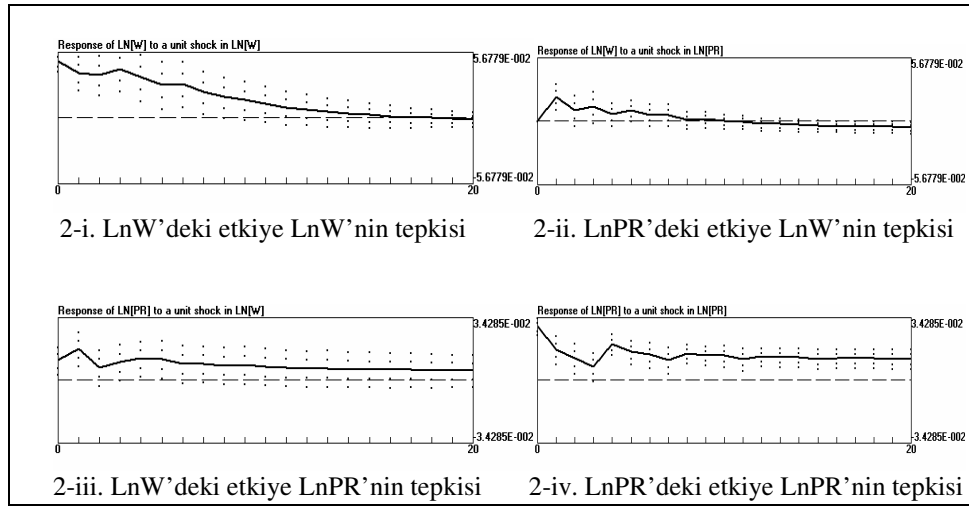
Ancak bu yaklaşım sağlıklı değildir çünkü u_t içerisindeki bu kısımlar birbirinden bağımsız olmadıkları için bir şokun da diğer bir şoku etkilemediğini varsaymak mümkün değildir. Bu sorunu gidermek için Sims (1980) söz konusu ilişkinin $u_t = \Delta z_t$ şeklinde yazılmasını önermiştir. Eşitlikteki Δ , $\sum \Delta \Delta'$ şeklinde bir matristir ve z_t bağımsız normal dağılıma sahiptir. Bu durumda z_t 'nin $z_{1,t}, \dots, z_{k,t}$ gibi kısımları u_t içinde kendilerine karşılık gelen kısımlarla özgün bir ilişki içinde olduklarından dolayı gerçek ve bağımsız şoklar olarak görülebilirler. Dolayısıyla, M_t 'nin $z_{j,t}$ içindeki bir şoka vereceği tepki aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$E[M_{t+m}|z_{j,t} = 1] - E[M_{t+m}] = R_m \lambda_j ; m = 0,1,2,\dots, \text{ ve,} \quad (9)$$

$$h_{i,j}(m) = E[M_{i,t+m}|z_{j,t} = 1] - E[M_{i,t+m}] = r_{i,m} \lambda_j ; m = 0,1,2,\dots, \quad (10)$$

Eşitliklerdeki R_m $k \times k$ parametre matrislerini, $\lambda_j \Delta'$ 'nin j sütununu, $r_{i,m}$ ise R_m 'nin i satırını ifade etmektedir.

Bu çalışmada seriler arasında koentegrasyonun varlığı tespit edildiği için etki-tepki fonksiyonlarının elde edilmesinde eşitlik (5) ve (6) dikkate alınmıştır. Varyans ayrıştırması (variance decomposition) olarak da bilinen prosedüre göre elde edilen etki-tepki fonksiyonlarına ilişkin şekiller aşağıdaki Şekil 2'de verilmiştir⁵. Şekillerdeki çift noktalar standart hata bandını göstermektedir ve tahmin edilen her bir tepki fonksiyonu bulgusunun istatistiksel anlamda sıfırdan farksız olup olmadığını %5 anlamlılık düzeyine göre yansıtmaktadır.



Şekil 2: Etki-tepki analizi sonuçları

Şekil 2'nin 2-i kısmında ücretlerin ücret şoklarına nasıl bir tepki verdiği görülmektedir. Görüldüğü gibi reel ücretlerin maruz kaldığı bir şok gelecek dönemdeki ücretleri pozitif yönde etkilemeye en az 1,5 yıl kadar devam etmektedir. Bizim esas olarak ilgilendiğimiz emek verimliliğindeki bir etkiye veya şoka karşı reel ücretlerin nasıl bir tepki verdiği şeklin 2-ii kısmında verilmiştir. Burada verimlilik kaynaklı bir etkinin reel ücretler üzerindeki pozitif etkisinin yaklaşık iki dönem, yani 6 ay, sürdüğü ve sonra etkisizleştiği görülmektedir. Bu sonuç, ücretlerin verimlilik karşısındaki tepkisinin kısa bir zaman diliminde ortaya çıkıp sonra çabucak nötürleştiğini göstermektedir ve hata düzeltme modeli bulgularıyla uyum içerisindedir.

SONUÇ

Genel olarak Türkiye'de verimlilik kaynaklı artı değerın ücretlere hiç yansıtılmadığı veya bu yansımanın dengesiz ve minimal ölçülerde gerçekleştiği yönünde yaygın bir kanı bulunmaktadır. Ancak bu ilişkinin hem nitelik hem de nicelik açısından gerektiği kadar iyi araştırıldığını söylemek pek mümkün değildir.

Bu çalışmada imalat sektöründe emek verimliliği ve reel ücretler arasında kısa ve uzun dönemde ne tür bir ilişkinin olduğu araştırılmıştır. Koentegrasyon analizi sonuçları ücretlerle verimlilik arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Yani uzun dönemde, imalat sektöründe, ortalama reel ücretler verimlilikteki artışla bağlantılı olarak daha yüksek bir düzeyde gerçekleşmektedir. Hata düzeltme modeli de her bir çeyrek dönemde yaklaşık %11 olmak üzere verimlilik artışının altında kalan reel ücret artışlarının tekrar

denge düzeyine dönmeye zorlandığını göstermektedir. Ayrıca gerçekleştirilen etki-tepki analizi de bu bulguyu doğrular niteliktedir.

Çalışmanın başında da belirtildiği gibi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından yayınlanan rapor (TCMB, 2002, s.48) ve diğer bazı çalışmaların bulguları imalat sektöründe reel ücretlerin işgücü verimliliğine duyarsız kaldığı şeklindedir. Ancak bu çalışmada elde edilen sonuçlar emek verimliliğindeki artışların hem kısa hem de uzun dönemde reel ücretleri pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. Seriler arasında bu tür bir pozitif ilişkinin varlığı bulgusu ulusal bazda Özmucur (2003) ve uluslar arası literatürde de Marquetti (2004), Dwyer (1995) ve Baldwin (1996) gibi araştırmacıların elde ettikleri sonuçlarla örtüşmektedir.

Türkiye’de gelir dağılımı politikalarının subjektif ve hatalı bulgularla beslenen normatif baskılardan uzaklaşıp çok kaynaklı ampirik analizlerle desteklenen bilimsel verilerin yol göstericiliğine ihtiyacı bulunduğu söylenebilir. Dolayısıyla bu çalışmada ulaşılan sonuçlar özellikle gelir dağılımı olmak üzere diğer bazı ekonomik politikaların uygulanması açısından değerlendirildiğinde de önemlidir. Çünkü reel ücretler ile emek verimliliği arasındaki ilişki istihdam, etkin kaynak dağılımı, fiyat düzeyi ve bölüşümde etkinlik gibi temel ekonomik unsurları etkileyebilmektedir. Örneğin, veri bir ücret düzeyinde verimlilik artışı ürün fiyatlarını düşürebilir veya emek talep eğrisini bir bütün olarak sağa kaydırıp istihdamı arttırabilir. Gelir dağılımı politikalarıyla ilgili olarak, faktörlerin üretime katkısıyla üretimden aldıkları pay arasındaki dengesizlikler uygun vergi politikalarıyla yönlendirilebilir. Ancak sağlıksız verilere dayanarak bu konularda uygulanan politikalar kaynakların etkin kullanımını bozacak ve uzun dönemde temel ekonomik değişkenleri daha da olumsuz hale getirecektir.

Emek verimliliği ile beşeri sermaye donanımı arasında sıkı bir ilişki olduğu bir çok ampirik çalışmayla ortaya konmuştur. Bu çalışmada ulaşılan sonuçlar da imalat sektöründe emeğin verimliliğinde meydana gelen artışların uzun dönemde de emek faktörünün toplam çıktının bölüşümünden aldığı payı arttırdığını göstermektedir. Dolayısıyla, ülkemizde gelir dengesizliğinin azaltılmasına yönelik en önemli politikalarından birisi de beşeri sermaye donanımı vasıtasıyla emeğin verimliliğinin arttırılması amacına yönelik olmalıdır.

Notlar

1- Toplam imalat sanayi verilerinin hangi alt sektörlerden oluştuğunu görmek için TCMB <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresine bakılabilir.

2- Eşitlik (2) $LnW_t = 12.183 + 0.2394LnPR_t$ olarak tahmin edilmiştir, β_0 ve β_1 sırasıyla %1 ve %10 düzeyinde anlamlıdır.

3- Bu konuda geniş bilgi için bkz. Enders (2004, s. 347-357).

4- Tablo 2’de sunulan değerler yüksek bir gecikme (lag) değeri seçildikten sonra gecikme değerlerinin kademeli olarak azaltılarak en uygun modelin bulunması yöntemine göre elde edilmiştir. Bu uygulamada gecikmesiz bağımsız değişkenler de kullanılabilir. Yöntem hakkında geniş bilgi için Hendry (1995)’e bakılabilir.

5- Etki-tepki analizindeki model kuruluşu ve hesaplamalarda *EasyReg International* ekonometrik yazılımından faydalanılmıştır.

KAYNAKÇA

- BALDWIN, John (1996) "Job Creation, Wages and Productivity in Manufacturing," *Canadian Economic Observer*, Statistics Canada – Catalogue no. 11-010-XPB, November.
- DAVIDSON, R., and MacKINNON, J.G. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, v 49, 1057-1071.
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1979) "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431, içinde, Griffiths vd. (1993), *Learning and Practicing Econometrics*, N.Y.: John Wiley & Sons, Inc.
- DWYER, Douglas (1995) "Whittling Away at Productivity Dispersion," *Center for Economic Studies Working Paper*, No. 95-5.
- ENDERS, Walter (2004) *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Hoboken: New Jersey.
- ENGLE, Robert F. and CLIVE W. J. Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2): 251-276.
- FEDDERKE, JW and MARIOTTI, M. (2002) "Changing labour market conditions in South Africa: a sectoral analysis for the period 1970–1997," *South African Journal of Economics*, 70(5): 830–64.
- GRANGER, C.W.J. (1983) "Co-integrated Variables and Error-Correcting Models", *University of California (S. D.), Discussion Paper*, No.83-13a.
- GRIFFITHS, W. E., R. C. HILL, and G. G. JUDGE (1993), *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, NY.
- HENDERY D. F. (1995) *Dynamic Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- JOHANSEN, S. (1988) "Statistical Analysis of cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, 231-255.
- JOHANSEN, S. and JUSELİUS, 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.
- JONG, H.J., and SOETE, T. (1997) "Comparative productivity and structural change in Belgian and Dutch manufacturing, 1937-1987," *Research Memorandum*, No: GD-36, Groningen Growth and Development Centre, Groningen.
- MARQUETTI, Adalmir (2004) "Do Raising Real Wages Increase the Rate of Labor-Saving Technical Change? Some Econometric Evidence" *Metroeconomica*, 55(4), 432-441.
- MCCONNELL, C. R. and BRUE, S. L., *Contemporary Labor Economics*, içinde, Biçerli, M. K., (2003) *Çalışma Ekonomisi*, İST.:Beta Basım-Yayım, Çağaloğlu, s. 388.
- NELSON, C. R and C.I. PLOSSER (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, v 10, 139-162.
- ÖZMUCUR, Süleyman (2003) "Wage and Productivity Differentials in Private and Public Manufacturing: The Case of Turkey," *Economics Working Paper Archive at WUSTL*, released via <http://econpapers.repec.org>.
- PHILLIPS, P. and PERON, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, v 75, 335-345.
- SIMS C. A. (1986) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, v 48, 1-49.
- TAYMAZ ve SUİÇMEZ, (2005) "Türkiye’de Verimlilik, Büyüme ve Kriz" *Türkiye Ekonomi Kurumu*, Tartışma Metni 2005/4.
- TİSK İşveren Dergisi (2001) "Ücret-Verimlilik Dengesizliği", *TİSK*, 01/03, www.tisk.org.tr.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2002) "Küreselleşmenin Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri", *TCMB*, 02/06, Ankara.

- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası(2006) *Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*, <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>.
- URAS, Güngör (2000) “Üretim Artmadan Ücret de Artmaz Maaş da”, *Milliyet Gazetesi*, 21 Aralık.
- WAKEFORD, Jeremy (2004), “Productivity, Wages and Employment In South Africa’s Manufacturing Sector, 1970-2002,” *Development Policy Research Unit Working Paper*, No: 04/85.