

TÜRK İMALAT SANAYİİ'NDE UZUN DÖNEM ÜCRET-FİYAT-İSTİHDAM İLİŞKİLERİNİN EKONOMETRİK OLARAK İNCELENMESİ

Kıvılcım METİN* Şenay ÜÇDOĞRUK**

ÖZET

Bu çalışmada 1962-1992 yılları arasında Türk İmalat Sanayiinde Ücret-Fiyat-İstihdam uzun dönem ilişkisi araştırılmıştır. Bunun için ilk olarak verilerin durağanlık yapısı araştırılmış ve takiben çok değişkenli eşbütünleşme analizi uygulanmıştır. Değişkenlerin zayıf dışsallık durumları incelenmiş ve sözkonusu değişkenler için Granger nedensellik testleri uygulanmıştır. Sonuç olarak, uzun dönemde ücret-fiyat spiralinin doğru olduğu, fiyatlardaki artışların nominal ücretleri artırdığı ve bu döngü içinde istihdamın ise bu modele exojen olarak katıldığı ve hem nominal ücretleri ve hem de reel ücretleri belirleyen bir zayıf dışsal değişken olduğu ortaya çıkmıştır. İstihdamı belirleyen veri üretim fonksiyonu, teknoloji ve sermaye değişkenleri bu analiz dışında bırakıldığı için, tek başına istihdam hem nominal ücreti hem de reel ücreti belirlemiştir.

1.GİRİŞ

Bu çalışmanın amacı, 1962-1992 yılları arasında İmalat Sanayiinde Ücret-Fiyat-İstihdam uzun dönem ilişkisini araştırmaktır. Türkiye'de 20 yılı aşkın bir süreden beri yıllık fiyat artışlarının yüzde 50'nin altına indirilemediği bilinmektedir. Bu anlamda, mal ve hizmet fiyatları artarken, üretim faktörlerinin -özellikle emeğin- fiyatının artması doğaldır. Elbette ücret artışları nominal olarak artarken, reel olarak artıp artmadığının araştırılması Türkiye gibi enflasyonist ekonomilerde önem kazanmaktadır.

Bilindiği üzere, ücret, kişinin emeğinin fiyatı, diğer bir deyişle gelirdir. Nominal ücret, hizmet karşılığı yapılan ödemedir. Reel ücret ise, kişinin geliri ile satın alabileceği mal ve hizmet miktarıdır. Gelir, fiyatlar genel seviyesinin bir fonksiyonudur ve aralarında pozitif bir ilişki vardır. Çalışanın refah düzeyi reel ücretine bağlıdır. Fiyatlar yükselirse reel ücretler düşer. Reel ücretlerin artması için, nominal ücretlerdeki artışın fiyatlar genel seviyesinin artış oranından, yani enflasyondan, daha yüksek olmalıdır.

Ücret teorisi gerçekte bir çeşit fiyat teorisidir. Toplam ücret gelirleri ile ulusal ekonominin istihdam düzeyi arasında doğrudan bir ilişki vardır. Makroiktisat teorisinde, fiyat ve ücretlerle istihdam veya işsizlik arasındaki ilişkiler Phillips (1958) tarafından incelenmiş ve İngiltere ekonomisi üzerinde bu teori ampirik olarak test edilmiştir.

*Doç.Dr.,Bilkent Üniversitesi İktisat Bölümü, ANKARA

** Doç.Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi Ekonometri Bölümü, İZMİR

Phillips(1958), nominal ücretler ile işsizlik oranı arasında negatif bir ilişki olduğunu, ünlü phillips eğrisi yaklaşımı ile göstermiştir. Ücretler ile fiyatlar arasındaki doğrusal ilişkinin varlığı, orijinal Phillips analizini bir adım daha ileriye götürmüştür. Geliştirilmiş Phillips analizinde enflasyonla işsizlik oranı arasında kısa dönemde negatif bir ilişki olduğu, aşağı doğru negatif eğimli Phillips eğrisi yardımı ile gösterilmiştir ve bu analiz çerçevesinde doğal işsizlik oranı tanımlanmıştır. Uzun dönemde ise, enflasyon oranlarının işsizlik oranından bağımsız olduğu dikey Phillips eğrisi ile gösterilmiştir. Enflasyon oranı ne olursa olsun uzun dönemde işsizlik belli bir oranda kalır, bu ise doğal işsizlik oranıdır.

Ülkemizde nüfus artış hızının sanayileşmiş ülkelerinkiyle karşılaştırılamayacak oranda yüksek olduğu da gözlenmektedir. Bu artışa koşut olarak istihdam yaratılamaması işsizlik sorununu giderek ağırlaştırmaktadır. Uzun dönemde toplam arzın potansiyel seviyesinde olduğu varsayımı altında, (dikey arz eğrisi) işgücü piyasasında işgücü arz ve talebi yardımıyla, nominal ücretler ve istihdam düzeyi bilinen IS-LM modeli (Klasik Model) kullanılarak belirlenir. Bu çalışmanın teorik çerçevesi Klasik Model varsayımları altında işgücü ve nominal ücretlerin belirlenmesi ile Phillips analizindeki ücret, fiyat ve işsizlik ilişkisine dayanır. Nominal ücret (W), fiyatlar (P), ve istihdam (Is) aşağıdaki biçimde ilişkilendirilebilir.

$$W_t = \beta_1 + \beta_2 P_t + \beta_3 Is_t + e_t \quad (1)$$

(1) nolu istatistik modelde, fiyatlar ve istihdam ücretleri belirlemektedir. Burada, parametrelerin yönü $\beta_2 > 0$, $\beta_3 > 0$ şeklinde belirlenir. Çoğu kez enflasyonist ortamda fiyatlarla ücretler arasında bire bir pozitif bir ilişki olduğu bilinmektedir. Görüldüğü üzere, (1) statik bir denklem olup, ilgili değişkenlerin uzun dönemli ilişkilerini yansıtır.

Yukarıda özetlenen teorik çerçeve kullanılarak, çalışmanın izleyen bölümlerinde verilerin durağanlık durumları incelenmiş ve takiben çok değişkenli eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Değişkenlerin zayıf dışsallık durumları araştırılmış ve sözkonusu değişkenlerin eşbütünleşme özelliklerini dikkate alarak, hata düzeltme-geliştirilmiş Granger nedensellik testleri uygulanmış ve sonuçları özetlenmiştir.

2. VERİ TANIMLAMA VE ZAMAN SERİSİ ÖZELLİKLERİNİN TESPİTİ

Çalışmada kullanılan veriler 1962-1992 dönemini içermektedir. İmalat sanayiinde ücretli işçi başına düşen yıllık nominal ücretler, toptan eşya fiyat indeksi ve sektörde çalışanlar sayısı D.İ.E.'nin 1923-1992 İstatistik Göstergeler yayınından alınarak düzenlenmiştir.

Her değişkenin zaman serisi özelliklerini incelerken öncelikle serilerin durağan olup olmadıklarını saptamak gerekir.

Zaman serisi aşağıdaki denklemle tanımlanır:

$$X_t = \alpha + \beta T + \rho X_{t-1} + w_t \quad (2)$$

burada sırasıyla T zaman trendi ve w_t , Gaussian hata terimidir. Birim kökün $\rho = 1$ olup olmadığı, $\rho < 1$ alternatif hipotezine karşı test edilir. Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen test aşağıdaki Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) regresyonuna dayanmaktadır:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \lambda X_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + w_t \quad (3)$$

Birim kök testi için (3) nolu denklem tahmin edilir. ADF test istatistiği, λ tahmin değerinin, ilgili standart hata değerine bölünmesiyle hesaplanır. Boş hipotez, serinin birinci dereceden bütünleştiğini, I(1) gösterir. Test istatistiği (t) kritik değerden küçükse boş hipotez reddedilir. Bu durum, X_t serisinin durağan olduğunu ve sıfıncı derecede bütünleştiğini ifade eder. Analizde kullanılan bütün değişkenler doğal logaritmaları alınmış olarak kullanılmaktadır. Birim kök test sonuçları Tablo 1 de görülmektedir.

Tablo 1

ADF Test İstatistikleri

Değişkenler	Düzye	Birinci Farklar**
Log W	-2.194 (1)*	-3.0040 (2) ^b
Log Is	-0.7978 (1)	-2.0090 (1) ^a
Log P	-1.468 (1)	-3.1106 (1) ^b
LogW-logP	-2.361(1)	-4.5623(1) ^a

* Parantez içindeki değerler gecikme sayısını göstermektedir.

** Birinci farklar trend içermez. ^{a,b} Mac Kinnon (1991) kritik değerlerine göre %5, %10 önem düzeyindeki istatistik tablo değerleri sırasıyla -1.95, -1.62; -2.97, -2.67 dir.

Değişkenler düzeyleri itibariyle birim kök içermektedir, dolayısıyla durağan değillerdir. Bununla beraber, birinci farklarda durağan hale gelmişlerdir. İzleyen bölümde, serilerin eşbütünleşik olup olmadıkları araştırılmıştır.

4. ÇOK DEĞİŞKENLİ EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Bu bölümde Johansen (1988) tarafından geliştirilen çok değişkenli eşbütünleşme analizi ele alınacaktır. Eşbütünleşme, maksimum olabilirlik tekniği kullanarak durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olacağını ve dolayısıyla değişkenlerin birbirleriyle eşbütünleşeceğini gösterir.

Johansen yönteminde ayrıca değişkenlerin zayıf dışsallığı log olabilirlik oranı test istatistikleri yardımıyla istatistiksel olarak test edilebilir. Johansen yöntemi bir kapalı VAR modeline dayanır.

$$\Delta x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \pi x_{t-k} + \mu c_t + \gamma D_t + \epsilon_t \quad (4)$$

Burada Δ , birinci fark operatörüdür. x_t , $n \times 1$ boyutlu değişkenleri ifade eder. \square ,

$r \leq n$ olan $n \times n$ boyutlu rank matrisidir. c_t sabit, D_t mevsimlik kukla değişkeni, ϵ_t ortalaması sıfır ve varyansı Ω matrisli, $n \times 1$ boyutlu artık vektördür.

$$\pi = \alpha \beta'$$

uzun dönem tepki matrisidir. Özdeğerler kullanılarak eşbütünleşme vektör sayısı log olabilirlik test istatistiğiyle test edilir. Bu istatistik iz testidir. Maksimum özdeğer testi ise r sayıda eşbütünleşme vektörün $r+1$ sayıdaki alternatifini karşısında test edilmesidir (ayrıntı bilgi için bkz. Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990)).

Çalışmada ücret fiyat, istihdam serisinin Johansen uygulamasında (4) nolu VAR modeli oluşturulmuştur. Burada değişken seti $\log W_t$, $\log I_s$, $\log P_t$ olarak tanımlanır. VAR modeline sabit, trend ve her bir değişkenin birinci dereceden gecikmeleri eklenmiştir^(*).

Tablo 2, VAR sisteminde eşbütünleşme vektörlerinin sayısını belirleyen test istatistiklerini (iz ve maksimum özdeğer), eşbütünleşen vektör sayısını standartlaştırılmış özdeğer vektörlerini göstermektedir.

Tablo 2

Çok Değişkenli Eşbütünleşme Analiz Sonuçları (1962-1992)

Bilgi Seti	H_0, H_1	Maksimum Özdeğer	Kritik değer	İz	Kritik değer	Eşbütünleşen Vektör Sayısı	Standartlaştırılmış Özdeğer Vektörleri
$\log W$,	$r = 0, r \geq 1$	39.34 ^a	21.0	53.62 ^a	29.7	1	1 - 0.4331 - 0.9489
$\log I_s$	$r \leq 1, r \geq 2$	12.76	14.1	14.28	15.4		
$\log P$	$r \leq 2, r = 3$	1.52	3.8	1.52	3.8		

^a Test istatistiğinin anlamlı olduğunu gösterir.

İz ve maksimum özdeğer istatistiğine göre ücret, fiyat ve istihdam arasında sadece bir eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bu durum, imalat sanayiinde ücret, fiyat ve

(*) Birçok gecikmeyle çalışılmış, Schwarz ve Akaike Bilgi kriterleri kullanılarak en uygun gecikmenin bir olduğuna karar verilmiştir.

istihdam arasında sadece bir uzun dönemli ilişki olduğunu gösterir. Eşbütünleşme vektörü, ücret değişkeninin katsayısına göre normalize edildiğinde, (bkz. Tablo (2)'nin son kolonu) değişkenler arasında aşağıda verilen ilişkiyi ifade eder.

$$\log W_t = 0.4331 \log I_{s_t} + 0.9489 \log P_t$$

Parametrelerin işaretleri dikkate alındığında ücret, istihdam ve fiyat arasındaki pozitif ilişki beklentimizi doğrulamaktadır. İstihdam ve ücretlerdeki %11lik bir artış ücretlerde sırasıyla %0.43 ve %0.95lik bir artışa neden olmaktadır.

a. Değişkenlerin Zayıf Dışsallığının Testi

Eşbütünleşme vektörünün yorumu, sistemdeki ilgili değişkenlerin zayıf dışsallığını test etmeden mümkün olmamaktadır. Bir önceki bölümde, ücret denklemini sisteme normalizasyon kısıtı koyarak, yani ücret değişkenini bağımlı değişken olarak varsayarak, belirlemiştik. Fakat normalizasyon kısıtı test edilmemişti. Bir anlamda doğru normalizasyon yapıp yapmadığımızın testi zayıf dışsallık testi anlamına gelmektedir. Zayıf dışsal değişken ilgili denklemin sadece sağ tarafında yer alır, yani exojendir. Bu değişken modeldeki diğer değişkenler tarafından belirlenmez. Zayıf dışsal olmayan değişkenler, denklemin sol tarafında yer alır. Eğer üçlü değişken uzayında birden fazla zayıf dışsal olmayan değişken varsa, eşanlı sistem çözümü gerekir. Zayıf dışsallıkla ilgili hipotez, teknik olarak \square matrisine konan sıfır kısıtı ile test edilir. Bizim modelimizde, fiyatlar ve istihdamın zayıf dışsal olduğu varsayımı altındaki kısıt vektörü $H'=[1 \ 0 \ 0]$ şeklinde yazılır. Bu kısıt ilgili diğer değişkenlerin zayıf dışsallığının testi için de ayrı ayrı oluşturulur. (bkz Tablo 3)

Kısıtlı modelden elde edilen özdeğerleri ve bir önceki kısıtsız modelin özdeğerleri kullanılarak aşağıdaki test istatistiği hesaplanır.

$$-2 \ln Q = T \cdot \sum_{i=1}^r \left(\ln(1 - \lambda_i^*) / \ln(1 - \lambda_i) \right)$$

İstatistik bir log olabilirlik test istatistiği olup, asimtotik olarak $r(n-m)$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. Burada $n-m$, b üzerindeki sınır sayısını gösterir, $m \times n$ kısıt vektörün boyutlarıdır ve r eşbütünleşen vektör sayısıdır. Zayıf dışsallık testi sonuçları ise Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3
Zayıf Dışsallık Testi

Kısıt Vektörleri	$H'_1=[1 \ 0 \ 0]$	$H'_1=[0 \ 1 \ 0]$	$H'_1=[0 \ 0 \ 1]$
Veri seti=[logW,	13.956	4.4	37.332
logIs, logP]	[0.0009]	[0.1108]*	[0.0000]

Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. *Zayıf dışsaldır.

Tablo 3'deki test sonuçlarına göre, ücret ve fiyat değişkenlerinin zayıf dışsal olmadığı, istihdam değişkeninin ise zayıf dışsal olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç gerçekten teorik beklentiye de uymaktadır. Bilindiği üzere istihdam veri üretim fonksiyonu tarafından belirlenmektedir. Fakat üretim fonksiyonu tahmini bu çalışmada yer almadığından istihdam düzeyi bu çalışmada ele alınan modele egzogen olarak girmiştir. Beklentiye uygun olarak fiyatlar ve ücretler birbiriyle ilişkili olup her ikisi de ücret-fiyat spirali içinde birbirlerinin belirleyicisidir ve zayıf dışsal değillerdir. Dolayısıyla eş bütünleşen vektör bir fiyat denklemi şeklinde de yorumlanabilir.

b. β Üzerine Konan Doğrusal Sınırlamaların Testi

Eşbütünleşme vektöründe fiyat ve ücrete ilişkin parametrelerin büyüklük olarak birbirine eşit, bir olduğu görülmüştür. Bu bulgu fiyatlarla ücretler arasında bire bir pozitif bir ilişki olduğu gerçeğini doğrulamaktadır. Dolayısıyla eşbütünleşme denklemindeki fiyat katsayısının istatistiksel olarak birden farklı olup olmadığını araştırmak için H kısıt matrisi

$$\begin{matrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & 0 \end{matrix}$$

şeklinde oluşturulur. Söz konusu kısıt altında elde edilen özdeğerler kullanıldığında, LR testi $\chi^2(2)$ serbestlik derecesinde (olasılık değeri : 0.1896) 3.3255 olarak elde edilmiştir. Dolayısıyla H_0 hipotezi kabul edilir. Yani ücret ve fiyat değişkenlerine ilişkin parametre değerlerinin 1'e eşit olduğu varsayımı doğrulanır. Diğer bir deyişle ücretlerle fiyatlar arasında birim esneklik söz konusudur.

H_0 hipotezinin reddedilmemesi bizi reel ücret istihdam değişken uzayını incelemeye tekrar götürebilecektir. Bunun için $(\log W_t - \log P_t)$ ve $\log I_{s_t}$ değişkenleri için aşağıda uzun dönem ilişkileri araştırılmıştır. VAR modeline sabit ve trend eklenmiş ve gecikme sayısı iki olarak belirlenmiştir* .

Tablo 4
Çok Değişkenli Eşbütünleşme Analiz Sonuçları (1962-1992)

Bilgi Seti	H_0, H_1	Maksimum Özdeğer	Kritik değer	İz	Kritik değer	Eşbütünleşen Vektör Sayısı	Standartlaştırılmış Özdeğer Vektörleri
$\log(W_t - \log P_t), \log I_{s_t}$	$r = 0, r \geq 1$	25.03 ^a	14.1	33.98	15.4	2	1 - 0.8931
	$r \leq 1, r \geq 2$	8.949 ^b	3.8	8.949	3.8		-0.5399 1

* Birçok gecikmeyle çalışılmış model seçim ölçütlerine (Schwarz ve Akaike bilgi kriteri) göre en uygun gecikmenin iki olduğuna karar verilmiştir.

^{a,b} Test istatistiğinin anlamlı olduğunu gösterir.

İz ve maksimum özdeğer istatistiğine göre reel ücretler ve istihdam düzeyi arasında iki eşbütünlüşme ilişkisi vardır. Söz konusu iki eşbütünlüşme vektörünün doğrusal kombinasyonundan bir tane eşbütünlüşme denklemi yazılabilir:

$$\log W_t - \log P_t = 0.2173 \log I_{s_t}$$

Parametrelerin işaretleri dikkate alındığında reel ücret ve istihdam arasındaki pozitif ilişki beklentimizi doğrulamaktadır.

5. GRANGER NEDENSELLİK TESTLERİ

Ücret fiyat arasında karşılıklı bir belirlenme ilişkisinin olması bizi bir kez de nedenselliğin yönünü araştırmak üzere Granger nedenselliği test etmeye yöneltmiştir. Ücret, fiyat ve istihdam arasındaki Granger nedenselliğin incelendiği denklemler ve bu denklemlere ilişkin artıkların (e_{it} , $i=1,2,3$) ADF test sonuçları Tablo 5’de verilmiştir. ADF test istatistikleri artıkların durağan olduğunu göstermiştir.

Tablo 5

<u>Denklemler</u>	<u>ADF Test İstatistikleri</u>	
$\log W_t = \beta_0 + \beta_1 \log P_t + \beta_2 \log I_{s_t} + e_{1t}$	-3.736*	(5)
$\log P_t = \lambda_0 + \lambda_1 \log w_t + \lambda_2 \log I_{s_t} + e_{2t}$	-3.694*	(6)
$\log I_{s_t} = \delta_0 + \delta_1 \log w_t + \delta_2 \log P_t + e_{3t}$	-3.906*	(7)

*0.05 önem düzeyindeki anlamlılığı göstermektedir.

Granger nedensellik test sonuçları, bağımlı değişkenin gecikme derecesindeki değişikliklere duyarlıdır. Burada bir gecikme derecesi için her bir denklemin tümüyle anlamlı olup olmadığı F testiyle, gecikmeli hata teriminin önemli olup olmadığı t-testiyle sinanmıştır. Sınamaya ilişkin denklem aşağıda verilmiştir.

$$\Delta \log W_t = \beta_0 + \beta_1 \log \Delta W_{t-1} + \beta_2 \Delta \log P_t + \beta_3 \Delta \log P_{t-1} + \beta_4 \Delta \log I_{s_t} + \beta_5 \Delta \log I_{s_{t-1}} + \beta_6 e_{1t-1} + \varepsilon_{t1} \quad (9)$$

$$\Delta \log P_t = \lambda_0 + \lambda_1 \log \Delta P_{t-1} + \lambda_2 \Delta \log W_t + \lambda_3 \Delta \log W_{t-1} + \lambda_4 \Delta \log I_{s_t} + \lambda_5 \Delta \log I_{s_{t-1}} + \lambda_6 e_{2t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (10)$$

$$\Delta \log I_{s_t} = \delta_0 + \delta_1 \log \Delta I_{s_{t-1}} + \delta_2 \Delta \log W_t + \delta_3 \Delta \log W_{t-1} + \delta_4 \Delta \log P_t + \delta_5 \Delta \log P_{t-1} + \delta_6 \epsilon_{3t-1} + \epsilon_{t3} \quad (11)$$

Burada Δ herbir deęişkenin birinci dereceden farklarını gösterir. Hata düzeltme terimleri ise (ϵ_{it-1}) şeklinde ifade edilmiş olup, $i=1,2,3$ dir. İlgili nedensellik test sonuçları Tablo 6 verilmiştir.

Tablo 6
Hata Düzeltme Geliştirilmiş Granger Nedensellik Test Sonuçları

Bağımlı Deęişken	Gecikme Uzunluğu	F1 test	F2 test	F3 test	t-test
$\Delta \log W_t$	1	3.124 [0.089]*	1.0083 [0.3253]	0.2027 [0.656]	6.3233 [0.0190]
$\Delta \log I_{s_t}$	1	3.3283 [0.099]	0.7457 [0.3964]	0.1016 [0.7526]	1.6539 [0.2190]
$\Delta \log P_t$	1	0.4080 [0.5290]	0.4764 [0.4967]	10.584 [0.0034]	1.691 [0.2058]

* Parantez içindeki deęerler olasılık deęerlerini göstermektedir. En uygun gecikme uzunluğu model seçim ölçütlerini gözönüne alınarak seçilmiştir.

F1, F2, F3, sırasıyla (5), (6), (7) no'lu denklemlerin tümüyle anlamlı olup olmadığını test eden F deęerleridir. t-test ise (8), (9), (10) no'lu denklemlerdeki hata düzeltme deęişkenlerinin istatistiki olarak anlamlı olup olmadığını göstermektedir. Hata düzeltme terimi sadece ücret denkleminde anlamlıdır. Ücret denkleminde hata düzeltme terimi, ücretlerin, fiyat ve istihdamdaki deęişmeye göre düzeltildiğini gösterir. Ayrıca reel ücretlerle istihdam arasındaki ilişki de Granger nedensellik testiyle araştırılmıştır. Buna göre istihdamdan reel ücretlere doğru sadece tek yönlü nedensellik ortaya çıkmıştır. F test istatistięi, ($F = 4.9346$ [olas. = 0.0165]). Hem Johansen zayıf dışsallık, hem de Granger nedensellik testleri reel ücretlerle istihdam arasındaki iktisadi ilişkinin yönü istihdamdan reel ücretlere doğru belirlemiştir.

6. SONUÇ

İmalat Sanayiinde, ücret, fiyat ve istihdam ilişkileri için çok deęişkenli eşbütünleşme analizi kullanılarak, uzun dönem ücret ilişkisi oluşturulmaya çalışılmıştır. Zayıf dışsallık çok deęişkenli eşbütünleşme analizi kullanılarak test edilmiş ve istihdam deęişkeni zayıf dışsal, fiyat deęişkeni ise zayıf dışsal bulunmamıştır. Fiyat katsayısının bire yakın çıkmasından hareketle, bu kez fiyat katsayısının birden farklı olup olmadığı araştırılmış ve hipotez kabul edilmiştir. Bu noktadan hareketle ayrıca reel ücret ($\log W - \log P$) istihdam uzun dönem ilişkileri araştırılmıştır.

Teorik fonksiyondan hareketle, hata düzeltme -geliştirilmiş Granger nedensellik testleriyle ücretlerin dolaylı olarak fiyat ve istihdamdaki değişmeye göre düzenlendiği sonucuna ulaşılmıştır. Ek olarak reel ücret istihdam arasındaki ilişkinin yönü Granger nedensellik testiyle istihdamdan reel ücretlere doğru çıkmıştır.

Sonuç olarak, uzun dönemde ücret-fiyat sipiralinin doğru olduğu, fiyatlardaki artışların nominal ücretleri artırdığı ve bu döngü içinde istihdamın ise bu modele exojen olarak katıldığı ve hem nominal ücretleri ve hem de reel ücretleri belirleyen bir zayıf dışsal değişken olduğu ortaya çıkmıştır. İstihdamı belirleyen veri üretim fonksiyonu, teknoloji ve sermaye değişkenleri bu analiz dışında bırakıldığı için, tek başına istihdam hem nominal ücreti hem de reel ücreti belirlemiştir. Bu çalışma imalat sanayii verileri kullanılarak iktisadi ilişkilerin basitleştirilerek tahmin edildiği uzun dönem bir modeldir. Bundan sonraki çalışmalarda, sektöre ilişkin veri setinin geliştirilmesi ile, kısa dönemli dinamik analizleri yada kısa ve uzun dönemli değişkenlerin bir arada tahmin edilebildiği hata düzeltme modelleri çerçevesinde ele alınacaktır.

KAYNAKÇA

DICKEY D.A. and W.A. FULLER (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With Unit Root", *Econometrica*, 49,1057 -1072.

ENGLE R.F. and W.J. GRANGER (1992), "Cointegration and Error Correction: Representantation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251- 276.

FULLER W.A.(1976), Introduction to Statistical Time Series, John Wiley Sons, Inc., New York.

JOHANSEN S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231 - 254.

JOHANSEN S. and K. JUSELIUS (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,169 - 210.

PHILLIPS, A.W. (1958), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, 25, 283-300.

ABSTRACT

This present paper examines the long run behaviour of wage, price, and employment relationship for the Turkish Manufacturing Industry over the period 1962-1992. Non-stationarity of the data is tested and further weak exogeneity of the variables of interest are examined for the parameters of the wage function. Finally, error correction - augmented Granger causality are investigated for the related variables.