

TÜRK İMALAT SANAYİ İŞGÜCÜ PİYASASINDA ÜCRETLER İLE İSTİHDAM ARASINDAKİ İLİŞKİ

Dr. Cenk Gökçe ADAŞ*

Özet

Bu makale, 1960-2000 dönemine ait, istihdam, reel ücretler, üretim, reel sermaye stokları ve reel hammadde fiyatlarına dair yıllık verileri kullanarak, Türk İmalat Sanayii İşgücü piyasasının yapısal davranışlarını incelemektedir. Bu değişkenler arasındaki uzun-dönem ilişkilerinin varlığı, geçerli bir Hata-Düzeltilme Modeli (Error-Correction Model) için, Eşbütünsellik Analizi (Cointegrating Analysis) kullanılarak test edilmektedir. Yapılan testlerin sonuçları, bu değişkenlerin oluşturduğu kombinasyonlarından hiçbiri, Eşbütünselliğin (Cointegration) olmadığını içeren boş hipotezin reddedilemeyeceği yönündedir. Böylece, elde edilen bu kanıt, Neo-klasik emek talebi teorisinin ve bu teorisinin ortaya koyduğu 'denge' öngörülerinin, Türk İmalat Sanayi İşgücü Piyasası ile ilişkili olmadığını göstermektedir.

Abstract

This paper examines the behaviour of the Turkish manufacturing labour market using yearly data on employment, real wages, output, real capital stock, and real price of raw materials from 1960 until 2000. The existence of long-run relationship between these variables is tested, using the cointegrating framework, for a valid Error Correction Model. The results from these tests suggest that no combination of the variables is able to reject the null hypothesis of non-cointegration. The evidence thus demonstrates that the neo-classical theory of labour demand and its equilibrium predictions are not relevant for the Turkish manufacturing labour market.

* İ.Ü. İktisat Fakültesi İngilizce İktisat Bölümü.

1. GİRİŞ

Toplam emek piyasası bağlamında cevaplanması gereken ilk soru, firmaların davranışlarını temsil eden, emek talebidir. Bu, çoğunlukla, istihdam fonksiyonu olarak anılır.

Eşbütünleşik (cointegrated) zaman serilerinin gündeme gelmesi, Neo-klasik emek talebi teorisinin geçerliliğinin araştırılmasına yardımcı olacaktır. Eğer bir değişkenler vektörü eşbütünleşik ise, *Hata-Düzeltilme Modeli* [Error-correction Model (ECM)], hem uzun dönemli denge parametrelerini hem de kısa dönemli dinamik ayarlama süreci ile ilgili olan parametreleri değişmez bir şekilde tahmin etmekte kullanılabilir. "Bu tahminler, doğru değerlere, standart ekonometrik tahminlerden daha hızlı yakınsarlar."¹

İşgücü piyasa analizleri, uzun-dönem ilişkilerinin veya denge ilişkilerinin varlığının Neo-klasik teori ile uygunluk gösterip göstermedikleri konusu ile ilgilidir. Andrews (1986), uzun-dönem ilişkileri kurarak, İngiliz toplam emek piyasası ampirik modellerini araştırır ve bunları birbirleri ile karşılaştırır.

Symons (1982) İngiliz İmalat sektöründe reel ücretlerin emek talebi üzerinde negatif etkisi olduğunu söyler. Kendisinin oluşturduğu emek talebi tanımlaması, sermaye stoku, reel ücretler ve ham maddelerin reel fiyatlarını kapsar. Symons ve Layard (1984) ise, Andrews ve Nickell (1982)'nin Symons (1982) ile benzer dinamiklere sahip ve istatistiksel olarak anlamlı negatif reel ücret etkileri sergileyen bir emek talep fonksiyonunu ortaya koyan çalışmalarına değinirler. Symon ve Layard (1984), 'reel faktör fiyatları ve özellikle de reel ücretler konjonktür dalgasındaki istihdam seviyesini açıklayabilir mi?' sorusuna cevap bulmaya çalışırlar. Üç aylık zaman serilerini kullanarak, Kanada, Fransa, Almanya, Japonya ve Amerika Birleşik Devletleri için toplam emek talep fonksiyonlarını oluştururlar. Ortaya koydukları ampirik tanımlamalar, reel faktör ücretleri için dördüncü dereceden polinomial gecikmeleri, gecikmiş bağımlı değişkenleri ve sermaye stoku yerine bir kübik-zaman değişkenini içerir. Tahminler için enstrümental değişken metodu kullanarak, Almanya hariç, diğer ülke ekonomilerinin hepsi için negatif reel ücret etkisi sergilediğini gösterirler. Sonuç olarak, Symons ve Layard (1984), istihdam seviyesinin temelde, reel faktör fiyatları tarafından belirlendiği sonucuna varırlar. Diğer bir deyişle, reel ücretlerin düşürülmesi, daha yüksek istihdam seviyeleri için gereklidir. Ne var ki, Geary ve Kennan (1982), Amerika Birleşik Devletleri

¹ Engle, R. F. and Granger, C. W. J.; "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55(2): 251-276, March 1987a.

İmalat Sanayi istihdam seviyesi ile imalat sanayi mallarının toptan fiyat endeksi tarafından ayarlanan ücretler arasında, muhtemelen ham madde fiyatlarının dahil edilmemesi sebebiyle, negatif ilişkiyi bulmakta başarısız olurlar.² İlerleyen yıllarda, Nickell ve Symons (1990), Amerika Birleşik Devletleri için reel ücret-istihdam ilişkisini ortaya koyarlar. Toplam faktör verimliliğini teknik ilerleme olarak kabul ederek ve zaman trendi yerine sermaye stoklarına dair gerçek verileri alarak ve ücretler için uygun bir katma değer deflatörü kullanarak negatif ücret etkisini bulurlar.

Jenkinson (1986), İngiltere için *eşbütünsellik analizini* kullanarak, Neo-klasik emek talep teorilerinin piyasa dengesine dair öngörülerini açısından test eder ve istihdam, sermaye stokları, reel ücretler ve ham maddelerin reel fiyatları arasındaki uzun-dönem ilişkilerini inceler. Ulaştığı sonuç, bu eşitliğe uygulanan En Küçük Kareler Yöntemi (OLS) ile elde edilen hata terimlerinin *durağan olmadığı* (non-stationary) ve böylece de İngiltere için herhangi bir eşbütünsel vektör bulunmadığını gösterir. Bu çalışmaya ilave olarak, Burgess (1988) makalesi, uzun-dönem istihdam-sermaye ilişkisini *Hata-Düzeltilme Modeli* çerçevesinde inceler. "Dinamik emek talep modelini, firma işgücü adaptasyon maliyetlerini de hesaba katarak oluşturur. Ulaştığı ana sonuç, adaptasyon maliyet değişkenlerinin açıkça dahil edilmesi, eğri uyumunu ve parametresel stabiliteyi iyileştirdiğidir."³

Hall (1986) modelinde, bir zaman trendi yerine verimliliği kullanarak, üç değişkenden (reel ücretler, fiyatlar, verimlilik) oluşan Sargan modelinin bir *eşbütünsel vektörü* temsil edip etmediğini test eder. Sargan modelinin başarısızlığı sonucu, Hall (1986) işsizlik seviyesinin yüzdesel ifadesini ve ortalama çalışma saatleri değişkenlerini modele dahil ederek elde ettiği ampirik sonuç, reel ücretlerin, fiyatların, verimliliğin, işsizliğin ve çalışılan saatlerin, geçerli bir *eşbütünsel vektör* oluşturduklarını kanıtlar.

Alexander (1993) çalışması, İngiltere'deki işsizlik, reel ücretler ve verimlilik arasındaki değişen ilişkiyi inceler. 1955-1979 dönemi için, işsizlik ile ücretler ve işsizlik ile verimlilik birbirlerinden ayrı olarak *eşbütünseldirler*. Bu negatif ilişki, aynı zamanda ücretlerden işsizliğe doğru bir nedenselliği içeren (diğer bir değişle bunun tersini, yani işsizlikten ücretlere doğru bir nedenselliği

² Symons, J. and Layard, R.; "Neoclassical Demand for Labour Functions for Six Major Economies". *The Economic Journal*, 94: 788-799, December 1984.

³ Burgess, S.M.; "Employment Adjustment in UK Manufacturing". *The Economic Journal*, 98: 81-103, March 1988.

içermediğini) Philips eğrisini de doğrular. Fakat ücretlerden verimliliğe doğru bir nedensellik akımı olduğuna dair bir kanıt bulamaz. Öte yandan, 1979-1991 dönemi ücretlerden verimliliğe doğru olan bir negatif nedensel bağ sergilemektedir. Bunun, Thatcher dönemi için *Etkin Ücret* varsayımlarının göstergesi olabileceğini söyler.

Bu çalışmada, Cobb-Douglas ve CES teknolojileri, maliyet minimizasyonu ve kâr maksimizasyonu davranışı altında Neo-klasik emek talebi fonksiyonları türetildikten sonra, eşbütümsellik teorisinin ana hatları kısaca anlatılmıştır. Daha sonra, emek talebindeki bir denge yapısının varlığı Türk İmalat Sanayi açısından 1960-2000 dönemi için test edilmiştir. Bu sebeple çalışmada, Türk İmalat Sanayi için *eşbütümsel vektörün* tahmin edilmesinde, *Engle ve Granger'in iki-aşamalı yaklaşımı* ve Johansen'in *En Çok Olabilirlik Metodu* (Maximum Likelihood Method) kullanılmıştır.

Makale, şu şekilde düzenlenmiştir: Bölüm 2, farklı tanımlamalar ve teknolojik varsayımlar altında işgücü taleplerini türetmektedir; Bölüm 3'de eşbütümsellik analizi ve Hata-Düzeltilme Modeli kısaca verilmektedir; Ekonometrik modellerle ilgili bazı özellikler Bölüm 4'te tartışılmış; Veriler, bölüm 5'te sunulmuştur; Bölüm 6 eşbütümsel modelin Türk İmalat Sanayiine uygulanmasını incelemekte; Teknik ilerleme ise bölüm 2'de türetilen bütün modellere Bölüm 7'de uygulanmaktadır; Son olarak da Bölüm 8 çalışmanın ana bulgularını özetlemektedir.

2. İŞGÜCÜ TALEBİ VE TEKNOLOJİ

Bu bölümde ekonometrik çalışmamıza temel oluşturacak olan, farklı tanımlamalar ve teknolojik varsayımlar altında işgücü talep modelleri türetilecektir. İlk olarak, istihdam ile reel ücretler arasında negatif bir ilişki olduğu varsayılarak, sermaye piyasası, beklentiler ve adaptasyon maliyeti gibi nedenlerden doğan, dinamikler göz önünde bulundurulmadan, standart statik Neo-klasik emek talep eşitliği verilmiştir.

Daha sonra, endüstrinin bir takım piyasa fiyatını veri olarak alan firmalardan oluştuğunu ve üretimin sabit ölçeğe göre getiri teknolojisi sergilediği varsayılarak, bir endüstri istihdamı modeli kabul edilmiştir.

Firmanın istihdam kararları şu şekilde yazılabilir:

$$L_d = L_d (w , z_d)$$

L_d ya kişi başına ya da kişi başına saatlere göre hesaplanan homojen işgücü girdisinin logaritmasıdır ve z_d de firmanın kararını etkileyen nominal ücret n logaritması 'w' haricinde bütün değişkenleri temsil eder.

Firmanın üretiminin (y), sadece sermaye (K) ve işgücü (L) aracılığıyla üretildiğini varsayarak, π ile gösterilen firmanın kâr fonksiyonu, satışlardan elde edilen değerden girdi maliyetleri çıkarılarak tanımlanır.

$$y = f (L , \bar{K})$$

Kâr maksimizasyonunun marjinal verimlilik şartı olan, birinci derece türevi, $f_L(n, \bar{k}) = w - p$ işgücü girdisi ile firmanın çıktı fiyatı arasındaki negatif ilişkiyi açıklar. Bu eşitliği yeniden düzenlediğimizde, işgücü talep fonksiyonu aşağıdaki şekli alır:

$$L_d = L_d (w - p , \bar{k})$$

Burada, $\frac{\partial L_d}{\partial (w - p)} < 0$ ve $\frac{\partial L_d}{\partial \bar{K}} > 0$ dır, ikinci terim ise sabit

ölçeğe göre getiri altında 'bire' eşittir.

Şimdi, ikinci bir önceden-saptanmamış üretim faktörünü daha ilave ederek modelimizi genişletebiliriz:

$$y = f (\ell , m , \bar{k})$$

Burada, 'm' ham maddelerin ve akaryakıtın logaritması, ' \bar{k} ' daha önceden saptanmış sermaye miktarı, ve ' ℓ ' de işgücü girdisidir. Bu durumda, maliyet minimizasyonu bizi aşağıdaki, işgücü talep formuna götürür:

$$L_d = L_d (w - q , \bar{y})$$

Burada da, 'q' ham maddelerin ve akaryakıtın nominal fiyatının logaritmasıdır. Bu eşitlik, '*Koşullu İşgücü Talebi*' olarak bilinir. Çünkü, firmanın istihdam kararı, önceden saptanmış bir üretim seviyesi (\bar{y}) veri olarak alındığında, iki-değişkenli faktörün nispî maliyetine bağlıdır.

Bölüm 2.1 ve 2.2, kâr maksimizasyonu ve maliyet minimizasyonu altında, Cobb-Douglas (CD) ve Sabit İkame Esnekliği (CES) gibi teknolojik varsayımlar ışığında işgücü talep fonksiyonları türetilerek oluşturduğumuz modeller verilmiştir.

Farklı teknolojiler altındaki her türlü işgücü talep denklemi türetmeleri Ek A'da açıklanmıştır.

2.1. Cobb-Douglas Teknolojisi (CD)

'y'nin gayri safi yurtiçi hasılayı (GSMH), 'L'nin işgücü miktarını, 'K'nın sermaye miktarını ve A, α , β nın da parametreleri temsil ettiği şeklindeki kısıtlanmamış Cobb-Douglas üretim fonksiyonu verilmiş olsun. Logaritmayı küçük harflerle göstererek, işgücünün marjinal verimliliği, kâr maksimizasyonu ve maliyet minimizasyonu altında türetilen işgücü talebi aşağıda sırasıyla verilmiştir.

Model 1 : İşgücü talebi, reel ücretin ve sermayenin logaritmasına bağlıdır.

$$l = \alpha_0 + \alpha_1 (w-p) + \alpha_2 \bar{k} \quad , \quad \alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0$$

burada 'w' nominal ücret ve 'p' ise fiyat endeksidir.

Model 2 : İşgücü talebi Cobb-Douglas kâr maksimizasyonu altında reel faktör ücretlerine dayanmaktadır.

$$l = \beta_0 + \beta_1 (r-p) - \beta_2 (w-p)$$

'r' sermayenin kullanım maliyetidir.

Model 3 : Cobb-Douglas maliyet minimizasyonu altında işgücü talebi:

$$l = \gamma_0 - \gamma_1 (w-r) + \gamma_2 \bar{y}$$

Bu, 'Koşullu İşgücü Talebidir'. Reel ücretler, firmanın istihdam kararı üzerinde hiçbir etkisi yoktur.

Şimdi, ham maddeleri ve akaryakıtı da ilave ederek modelimizi genişletebiliriz.

$$y = f(L, \bar{K}, M) = AL^\alpha K^\beta M^\gamma$$

Model 4 : Ham maddeler ve akaryakıt ilave edilerek kârı maksimize eden Cobb-Douglas teknolojisi altındaki emek talebi:

$$\ell = \mu_0 - \mu_1 (w-p) + \mu_2 (q-p) + \mu_3 \bar{k}$$

'q' ham maddelerin ve akaryakıtın maliyetidir.

Model 5 : Ham maddeler ve akaryakıt ilave edilerek, maliyeti minimize eden Cobb-Douglas teknolojisi altındaki işgücü talebi, sermaye maliyetine göreli ücretler ve sermaye maliyetine göreli ham maddeler ve akaryakıt maliyetlerine bağlıdır.

$$\ell = \omega_0 - \omega_1 (w-r) + \omega_2 (q-r) + \omega_3 \bar{y}$$

Bütün parametreler Ek A'da verilmişlerdir.

2.2. CES Teknolojisi

CES (Sabit İkame Elastikliği) üretim fonksiyonu aşağıdaki denklemle tanımlanabilir:

$$Q(L, K) = \gamma \cdot [\delta \cdot L^{-\rho} + (1-\delta) \cdot K^{-\rho}]^{-\frac{\sigma}{\rho}}$$

Burada, ikame elastikiyeti olan σ ile $\rho = (1-\sigma)/\sigma$ şeklindedir, 'v' ölçeğe göre getiri parametresi ve 'δ' de dağıtımsal parametredir. Türevi alınan emek talebi fonksiyonunun, kâr maksimizasyonu ve maliyet minimizasyonu altındaki stokastik versiyonları aşağıda sırasıyla verilmiştir:

$$\text{Model 6} : \ell = \theta_0 + \theta_1 (w-p) + \theta_2 \bar{y} , \quad \theta_1 < 0 , \theta_2 > 0$$

$$\text{Model 7} : \ell = \varphi_0 + \varphi_1 (w-r) + \varphi_2 \bar{k} , \quad \varphi_1 < 0 , \varphi_2 > 0$$

3. EKONOMETRİK ANALİZLERDE EŞBÜTÜNSELLİK (COINTEGRATION)

Bu bölümde Türk İmalat Sanayii İşgücü Piyasası yapısal davranışlarını incelemek amacıyla kullanacağımız, ekonometrik analizlerde eşbütünsellik kavramı kısaca anlatılacaktır.

İktisat teorisinin, X ve Y değişkenleri arasında şu şekilde bir denge ilişkisini önerdiğini varsayalım:

$$X_t = b \cdot Y_t \rightarrow X_t - b \cdot Y_t = 0$$

Daha genel olarak, X ve Y'nin bu ilişkiye, zamanın her noktasında uygunluk göstermesi beklenemez. Bu durumda stokastik bir çevrede, bu tip bir ilişki şu şekilde yazılabilir:

$$X_t - b \cdot Y_t = \varepsilon_t$$

Burada, ε_t *denge-sizlik hatalarını* (disequilibrium errors) ifade eder. Engle ve Granger (1987a) çalışmalarında değindikleri gibi, eğer denge kavramının herhangi bir anlamı varsa, X ve Y ilişkisini belirleyen süreç öyle olmalıdır ki *denge-sizlik hataları* (X ve Y'nin) ortalama değerlerinin çevresinde dalgalanmaya eğilimli olmalı veya zaman içinde küçülmeye yönelik bir sistematik eğilim göstermelidir. Diğer bir deyişle, X ve Y arasında denge ilişkisi varsa, o zaman ε_t nin *durağan* (stationary) olması beklenir. Eğer ε_t *durağan olmasaydı* (non-stationary) [I(0)], zaman içinde hiç bir noktada sifıra yaklaşan bir eğilimi olmazdı. Böylece, ε_t sıfır ortalama değerine dönme eğiliminde olmalıdır.

Denge'den tam olarak ne kastediliyor: Denge kavramı eşbütünsellik (cointegration) bağlamında birçok denge tanımından oldukça farklıdır. *Eşbütünsellik* literatüründe denge ile kastedilenin tümü, bunun bazı değişkenler kümesi tarafından sürdürülebilen ve gözlemlenebilen bir ilişki olduğudur. 'Market clearing' (arz ve talebi eşitleyici denge ücretler) ve 'tam istihdamın' teorik anlamlarını ifade etmez.

Burada temel fikir, uzun dönemde eğer iki veya daha fazla seri birbirlerine yakın şekilde birlikte hareket ederlerse, serilerin kendileri de belli bir yöne doğru eğilimli olsalar bile, aralarındaki *fark* sabit olabilir. Böyle serilere bir uzun-dönem denge ilişkisini tanımlar gözüyle bakabiliriz. Zaman

serilerinin bir çoğu *durağan olmayan* nitelikte ortaya çıksalar bile, bu serilerin bazı kombinasyonları zaman boyunca birbirlerine yakın bir şekilde birlikte hareket ederler. Durağan olmayan serilerin bazı lineer kombinasyonlarının, serilerin kendilerinden daha düşük bir derecede *bütünsel* (order of integration) olmaları olasıdır. Eğer durum böyleyse, bu serilerin *Eşbütünlük* (cointegrated) oldukları söylenir.

X_t ve Y_t gibi iki serinin verilmiş olduğunu varsayalım:

— Serilerin her ikisi de aynı bir 'd' derecesinde, bütünsel (order of integration) olmalıdırlar ve,

— bu serilerin, kendilerinden daha düşük bir 'b' derecesinde bütünsel olan lineer bir kombinasyonu vardır.

Bu durumda, serilerin [d, b] derecesinde *Eşbütünlük* oldukları söylenir. Bunu şu şekilde yazabiliriz:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} \sim CI(d, b)$$

Yukarıdaki örnekte verdiğimiz gibi, her zaman, yalnızca iki değişkenli durum söz konusu değildir. Herhangi bir N-boyutlu vektörün ($N > 1$ olduğu sürece) *eşbütünlük* olması mümkündür. Ne var ki, $N > 2$ olduğu bir durumda, *eşbütünlük* vektör tek olmayabilir. Bunun anlamı, değişkenler arasındaki eşbütünlük oluşturan birden fazla lineer kombinasyonun olabileceğidir.

3.1. Eşbütünlüğün Test Edilmesi

İki seri, aynı bir 'd' derecesinde bütünsel oldukları zaman, bu iki seri arasındaki *eşbütünlüğün* varlığı araştırılabilir. Bu, aşağıda verilen prosedür takip edilerek yapılır:

i - Durağan durum (steady-state) eşitliği En Küçük Kareler Yöntemi (OLS) aracılığı ile tahmin edilir. Bu, *Eşbütünlük Regresyonu* (cointegrating regression) olarak adlandırılır,

ii - *Eşbütünlük Regresyonlarından* elde edilen hata terimlerinin ($\hat{\epsilon}_t$), durağan (stationary) olup olmadıkları araştırılmak üzere Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey-Fuller (ADF) testleri oluşturulur.

Eşbütünleşik vektörün tahmin edilmesinde diğer bir yaklaşım da *En Çok Olabilirlik* [Maximum-Likelihood (ML)] tahminidir. Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990), bütün bir *eşbütünleşik matrisin*, tutarlı *En Çok Olabilirlik* tahminleri veren ve matristeki farklı *eşbütünleşik vektörlerin* maksimum sayısı için bir olasılık oranı istatistiği ortaya koyan bir metod önermişlerdir. Böylece, *En Çok Olabilirlik* (ML) prosedürü iki aşamalı metod için bazı önemli avantajlar sağlar. İlk olarak, *eşbütünleşik ilişkilerin* kümesinin tamamının tanımlanmasını sağlar. İkinci bir avantajı ise, uzun-dönem test istatistiğinin, sadece bir parametrenin fonksiyonu olan ve tam olarak bilinen bir dağılıma sahip olmasıdır. İki aşamalı metoddaki test istatistiği, dağılımı bilinmeyen bütünüyle bir data üretim sürecinin bir fonksiyonu olarak, bilinen dağılımlardan elde edilen kritik değerler ile mukayese edilemez. Dahası, *En Çok Olabilirlik* (Maximum Likelihood) tahmin katsayısının bu dağılımsal özellikleri bilinerek, *eşbütünleşik vektörler* üzerinde, bir *tanımlama testi* (specification test) uygulanabilir. Bu, iki aşamalı metotta dolaysız olarak bulunmamaktadır.

3.2. Hata-Düzeltilme Modeli (Error-Correction Model, ECM)

Eşbütünsellik ilişkisi bir kez bulunduktan sonra, bu eşbütünleşik değişkenler arasındaki ilişki bir Hata-Düzeltilme Modeli (ECM) ile ifade edilebilir. Hata-Düzeltilme formülasyonu, regresyon denklemindeki hem durağan (stationary) terimlerin hem de durağan olmayan (non-stationary) terimlerin bir karışımı ile ayrılmıştır.

$$\Delta X_t = d \Delta Y_t + \lambda (X - a - b \cdot Y)_{t-1} + v_t$$

Bu bir kısa dönem uyarılama eşitliğidir ve bütün terimler I(0) dir. Bize, kısa dönem uyarılama parametreleri olan 'd' ve 'λ' yı verir. (X-a-b.Y), (t-1) zaman diliminde düzeltilmesi gereken denge hatasıdır. *Hata-Düzeltilme Modeli (ECM)* ardındaki prensip, iki ekonomik değişkenin arasında genellikle uzun-dönemli bir denge ilişkisi olmasıdır. Ne var ki, kısa-dönemde *Hata-Düzeltilme Mekanizması* ile bir dengesizlik görülebilir, fakat bir dönemdeki dengesizliğin belli bir oranı bir sonraki dönemde düzeltilir. *Hata-Düzeltilme* süreci bu durumda, kısa-dönem ve uzun-dönem davranışlarının uzlaştırılması anlamına gelir. *Hata-Düzeltilme Modeli (ECM)*, X_t ve Y_t nin çok uzağa sürüklenmelerinin engellendiği, sistematik bir dengesizlik ayarlama süreci ortaya koyar.

3.3. Engle ve Granger'in İki-aşamalı Modelleştirme Stratejileri

Aşama 1 : Öncelikle statik regresyon uygulayarak, uzun-dönem parametreleri tahmin edilir; Daha sonra eşbütünselliğin bulunmadığını ifade eden boş hipotez, Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey-fuller (ADF) testleri aracılığı ile *hata terimleri* için birim kök test (unit root test) edilir; böylece bağımlı değişken ile bir *eşbütünsel* (cointegrated) ilişki oluşturan açıklayıcı değişkenler kümesi bulunur.

Aşama 2 : Açıklayıcı bir değişken olarak, statik regresyondan alınan *hata terimleri*, *Hata-Düzeltilme Terimi* olarak ε_{t-1} i kullanılır ve kısa dönem dinamikleri tahmin edilir; uygun bir dinamik yapı bulmak için test edilir.

3.4. Üç-aşamalı Tahmin Yöntemi

Engle ve Yoo (1987b), Engle ve Granger'ın iki aşamalı tahminlerine üçüncü bir adım eklemiştir. "Üçüncü adım, parametre tahminlerini asimptotik olarak FIML'e (Full Information Maximum Likelihood - Tam Enformasyon En Çok Olabilirlik) denk kılan ve bir standart 't' testlerinin geçerli hesaplamalarına izin veren, bir standart hatalar kümesi sağlayan statik regresyon, birinci aşamanın bu parametre tahminlerine bir düzeltme sağlar."⁴

Birinci adım, yine, standart statik eşbütünsel regresyonun tahmin edilmesidir.

$$X_t = a + bY_t + \varepsilon_t$$

Burada, ε_t , en küçük kareler yöntemi ile elde edilen hata terimleridir. Bu eşbütünsel regresyon, 'a' nın tahmin katsayısını (\hat{a}) verir.

İkinci adım, Hata-Düzeltilme Modeli, eşbütünsel regresyondan elde edilen hata terimlerinin kullanılmasından oluşur.

$$\Delta X_t = \Phi(L) \Delta X_{t-1} + \Omega(L) \Delta Y_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + u_t$$

Üçüncü aşamada ise, *eşbütünsel regresyondaki* bağımsız değişkenler, *Hata-Düzeltilme Terimi* ' λ ' nın tahmini değerinin negatif işaretlisi ile çarpılır.

⁴ Engle, R. F. and Yoo, B. S.; "Forecasting and Testing in Co-integration Systems". *Journal of Econometrics*, 35: 143-159, 1987b.

Daha sonra da, bunlar *Hata-Düzeltilme Modelinin* hata terimleri üzerinden regresyona tabi tutulurlar.

$$u_t = \alpha(-\hat{\lambda} \cdot Y_t) + \vartheta_t$$

Burada, α katsayılarına dair tahminler $\hat{\alpha}$ dır ve $\hat{\alpha}$ için *doğru standart hata* dır;

$$\hat{\alpha}_c = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}$$

Son olarak, *eşbütümsel regresyondan* elde edilen katsayılar düzeltilirler.

3.5. Johansen Prosedürü

*Johansen prosedürü*⁵ değişkenler kümesinde varolan bütün *eşbütümsel vektörlere* dair tahminleri sağlama avantajına sahiptir. X_t nin 'k' ıncı derecede genel autoregressif temsilini tanımlayarak yöntemi anlatmaya başlayabiliriz;

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

Burada Π_j , ($N \times N$) matris parametreleri, X_t , N değişkenli vektördür. Sabit terim, kolaylık sağlamak amacıyla hariç tutulmuştur. Sistemin maksimum gecikmesi olan k , hata terimlerinin, '*white noise proses*' olduklarını onaylayacak şekilde seçilmiştir. Daha sonra da, denklemler sistemi, *VAR(k)* (*vektor autoregression*) *modelinin Hata-Düzeltilme* temsili aracılığıyla yeniden parametrelendirilebilir.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

Burada,

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i, \quad i = 1, \dots, k.$$

$$\Pi = I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k$$

⁵ Johansen, S. and Juselius, K.; "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210, 1990.

ΔX_t ve ΔX_{t-1} değişkenleri $I(0)$ 'dır, X_{t-k} değişkenleri $I(1)$ dir; 'I', birim matrisidir. Π ise, rankı 'r' olan, X 'teki değişkenler ile bağlantı kuran farklı eşbütünlük vektör sayısını belirleyen $(N \times N)$ boyutunda uzun-dönem katsayılar matrisidir Π 'nin analizi için iki tane $(N \times r)$ boyutunda matris tanımlamak uygundur.

$$\Pi = \alpha\beta'$$

Burada β' matrisinin satırları, r sayıda eşbütünlük vektörleri oluşturur. α ise, hata-düzeltilme katsayıları matrisine karşı gelir.

Π' yi *En Çok Olabilirlik Yöntemi* aracılığı ile tahmin etmek için, ilk olarak en küçük kareler yöntemi kullanılarak aşağıdaki regresyonlar tahmin edilir:

$$\Delta X_t = \Gamma_{01}\Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{0k-1}\Delta X_{t-k+1} + R_{0t}$$

$$X_{t-k} = \Gamma_{11}\Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{1k-1}\Delta X_{t-k+1} + R_{kt}$$

Şimdi, R_{0t} , R_{kt} hata terimleri için çarpım moment matrislerini hesaplayabiliriz;

$$s_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt} \quad , \quad i, j = 0, k$$

Johansen, 'olabilirlik' (likelihood) fonksiyonunun aşağıdaki eşitlik ile orantılı olduğunu gösterir:

$$-2 \ln(Q) = -T \sum_{i=1}^N (1 - \lambda_i)$$

Burada $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_N$ lar, n in $(S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}) S_{kk}$ 'ya göre 'özgül değerleridir' (eigen values). Bu aşağıdaki determinant çözülerek yapılır:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

Bu, 'N' sayıda tahmin edilmiş 'özgül değer' (eigen value) ve 'N' sayıda tahmin edilmiş 'özgül vektör' (eigen vectors) meydana getirir. 'r' sayıda istatistiksel olarak en anlamlı *özgül vektörler*, 'r' sayıda farklı *eşbütünleşik vektörleri* verir.

4. BAZI EKONOMETRİK NOKTALAR

Bütün modeller, sev'yeler şeklinde hesaplanmışlardır, çünkü ilgilendiğimiz konu, uzun-dönem parametreleridir. Ne var ki, tam rekabet varsayımı altında yapılan kısa-dönem tahminlerinin yanıltıcı olmaları olasıdır.

Elimizde bizi, herhangi bir dinamik, daha kompleks bir yapıyı tahmin etmek veya daha uygun stabilize testlerini hesaplamaya girişmekten alıkoyan mevcut 41 gözlem bulunmaktadır.

Firmanın uyarılma maliyetleri ile karşı karşıya kalması halinde, firma üretimde ve nispi fiyatlardaki değişikliklere uyum sağlamakta geç kaldığı sürece mevcut işgücü girdisi ile uzun-dönem talebi arasında çelişkiler baş gösterebilir. Bu nedenle, bütün modellere, bir dönemlik gecikmeli istihdamı da dahil ederek, işverenin karşı karşıya kaldığı değişen faktör fiyatlarını absorbe etmesi sağlanmıştır. Eşbütünselliği test etmekten ayrı olarak, gecikmeli bağımlı değişkenlerin, dinamikleri temsil etmek için yeterli olup olmadıklarına izin verilmiştir. Fakat bu davranış, Neo-klasik emek talep teorisi ile uyum sağlamak yerine, bütün regresyonların ekonometrik açıdan kabul edilemez olmasına yol açmıştır. Belki de, bütün açıklayıcı değişkenlerin istihdam üzerinde aynı gecikmeli etkiye sahip oldukları zorlaması, kararların belirsizlik altında alındıkları zaman uygun olmayacağı şeklinde düşünülebilir. Bu yüzden, rapor edilen bütün sonuçlar gecikmeli bağımlı değişkeni göz önünde bulundurmazlar.

Bütün modeller, en küçük kareler yöntemi ve Johansen'in En Çok Olabilirlik Metodu (Maximum-Likelihood) aracılığı ile Microfit yazılım programı kullanılarak hesaplanmıştır.

5. VERİLER

Çalışmada kullanılan veriler, bir çok farklı kaynak kullanılarak, yıllık olarak oluşturulmuştur ve 1960-2000 dönemi için Türk İmalat Sanayini kapsar.

Sermaye stokuna dair veriler henüz mevcut olmadıklarından, *devamlı envanter metodu* (perpetual inventory method) yatırım serileri kullanılarak ve aşağıdaki prensipler ışığı altında Türk İmalat Sanayine uygulanmıştır: sabit bir amortisman oranı yılda %8 olarak kabul edilmiştir. Sermayenin GNP ye oranı 1960 yılında İmalat Sanayi için %0.9'a eşittir. Böylece sermaye stokunu, bir önceki yılın sermaye stoku ile söz konusu yılın yatırımının toplamından bir önceki yılın sermaye stokunda meydana gelen amortismanın çıkarılması şeklinde tanımlayabiliriz.

$$\rightarrow K_t = K_{t-1} + I_t - K_{t-1} \cdot \delta$$

$$\rightarrow K_t = K_{t-1} (1-\delta) + I_t$$

Öte yandan ρ , sermayesinin kullanıcı maliyetini temsil eder ve şu şekilde hesaplayabiliriz:

$$\rightarrow \rho = \text{sabit} + [r - \pi_K + \delta]$$

Burada, 'r' faiz oranı, π_K sermaye mallarındaki enflasyon oranını, ve 'δ' sermaye stokunun %8 de sabitlenmiş amortisman oranıdır. Sabit değer ise, sermayenin kullanıcı maliyetinin herhangi bir negatif değerini engellemek için seçilmiştir. Daha sonra, sermaye mallarındaki enflasyon oranı için, genel enflasyon seviyesi 'proxy' olarak alınır.

$$\pi_K \cong \pi$$

$$\rightarrow \rho = \text{sabit} + [r - \pi + \delta]$$

Diğer bütün veri tanımları Veri Eki C de verilmiştir.

6. EŞBÜTÜNSELLİK (COINTEGRATION) METODUNUN TÜRK İMALAT SANAYİNE UYGULANMASI

Bu bölümde Türk İmalat Sanayii İşgücü Piyasasına Eşbütünsellik Metodu'nun uygulaması verilecektir.

Zaman serilerindeki yapısal kırılmalar (structural breaks) araştırıldıktan ve fark edilebilir hiç bir değişiklik bulunamadıktan sonra (*Microfit yazılım programı* kullanılarak incelenmiştir) bir değişkenler kümesi için eşbütünselliği test etmek; ilk olarak, zaman serilerini durağanlığa indirmek amacıyla, her bir serinin *bütünleşme derecesinin* belirlenmesidir. Bunun için, Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey-Fuller (ADF) testleri kullanılır.

i- Dickey-Fuller (DF) testi her bir seri için, aşağıdaki regresyon üzerine kurulmuştur;

$$\rightarrow \Delta X_t = \beta X_{t-1} + v_t$$

$$H_0 : \beta = 0 \rightarrow X_t \text{ Rassal bir yürüyüş (a random walk) } [X_t \sim I(1)]$$

$$H_1 : \beta < 0 \rightarrow X_t \text{ Durağandır (stationary) } [X_t \sim I(0)]$$

Bu durumda, β 'nin istatistiksel olarak anlamlı negatif değerlerini aramaktayız. Dickey ve Fuller (1979), boş hipotez ($\beta=1$) altında, en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen β 'nin, 'bir' değeri çevresinde dağılmadığı, fakat bir den daha küçük bir değer çevresinde dağıldığını göstermiştir. Bu nedenle, olağan 't' testleri, hipotezi test etmek için uygun değildir. Dickey, Fuller (1979), t-istatistik değerlerinin asimptotik dağılımları için düzeltilmiş tablolar üretmişlerdir.

ii- Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi her bir seri için, aşağıdaki regresyon üzerine kuruludur;

$$\rightarrow \Delta X_t = \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta X_{t-i} + v_t$$

$$H_0: \beta = 0 \rightarrow X_t, \text{ en azından } I(1)$$

$$H_1: \beta < 0 \rightarrow X_t \sim I(0)$$

Gecikmeli ΔX_t terimleri regresyondaki herhangi bir dizinsel korelasyonu göz önünde bulundurmak için denkleme dahil edilmiştir.

Eğer H_0 'ı kabul edersek, o zaman, X_t en az $I(1)$ dir ve aşağıdaki regresyon üzerine kurulu olan DF ve ADF testlerinden geçmelidir.

$$\rightarrow \Delta \Delta X_t = \beta \cdot X_{t-1} + v_t$$

$$H_0: \beta = 0 \rightarrow X_t \sim I(2)$$

$$H_1: \beta < 0 \rightarrow X_t \sim I(1)$$

Bu çalışmada, 10 adet zaman serisi ile ilgilenilmektedir. Bunlar, **LME** imalat sanayi istihdamı logaritması, **LRW** imalat sanayi reel ücretleri logaritması, **LRMO** reel imalat sanayi üretimi logaritması, **LRK** reel imalat sanayi sermaye stoku, **LRR** sermayenin reel maliyeti logaritması, **LP** reel petrol fiyatları logaritması, **LW** imalat sanayi ücretleri logaritması, **LR** Sermaye maliyetinin logaritması, **LZ** sermaye maliyetine göreli olarak imalat sanayi reel ücretlerin logaritması, **LX** sermaye maliyetine göreli olarak reel petrol fiyatları logaritması.

Tablo 1'de, bütün seriler için DF ve ADF(4) istatistikleri ve bunların birinci derece farkları yer almaktadır.

İlk olarak bütün değişkenlerin seviyelerini göz önünde bulundurduk. DF ve ADF istatistikleri, kritik değerlerinin oldukça altında olduğundan, hiç bir serinin durağan süreçler sağlamadığı görüldü. Ne var ki, LW dışındaki bütün serilerin birinci mertebeye farkları, en azından Dickey-Fuller testinden geçerek

istatistiksel olarak anlamlı negatif değerler üretirler. Böylece, bu serilerin aynı dereceden bütünsel ve her birinin $I(1)$ olduğu sonucuna varabiliriz. Bu durumda, bütün değişkenlerin bir eşbütünsel küme oluşturmaları olasıdır.

Tablo 1: Değişkenlerin zaman serileri olma nitelikleri.

<i>Değişkenler</i>	<i>DF test-istatistikleri</i>	<i>ADF test-istatistikleri</i>
LME	-1.33 (-2.97)	-1.03 (-2.97)
LRW	-1.94 (-2.97)	-1.93 (-2.97)
LRMO	-1.91 (-2.97)	-2.32 (-2.97)
LRK	-2.12 (-2.97)	-2.13 (-2.97)
LRR	1.16 (-2.97)	1.42 (-2.97)
LP	1.27 (-2.97)	0.64 (-2.97)
LW	5.35 (-2.97)	1.58 (-2.97)
LR	-3.12 (-2.97)	-2.37 (-2.97)
LZ	0.91 (-2.97)	1.03 (-2.97)
LX	0.53 (-2.97)	0.62 (-2.97)
Δ LME	-5.04 (-2.97)	-4.12 (-2.97)
Δ LRW	-4.12 (-2.97)	-2.43 (-2.97)
Δ LRMO	-4.86 (-2.97)	-2.46 (-2.97)
Δ LRK	-4.86 (-2.97)	-2.97 (-2.97)
Δ LRR	-5.72 (-2.97)	-3.28 (-2.97)
Δ LP	-3.78 (-2.97)	-2.84 (-2.97)
Δ LW	-1.44 (-2.97)	-1.32 (-2.97)
Δ LR	-6.93 (-2.97)	-4.15 (-2.97)
Δ LZ	-5.60 (-2.97)	-3.02 (-2.97)
Δ LX	-5.85 (-2.97)	-3.51 (-2.97)

Not : 95% lik kritik değerler parantez içinde verilmiştir.

Eşbütünsellik için birinci gerekli koşulu oluşturduktan sonra, bir sonraki adım, Bölüm 2 de açıklandığı gibi bütün modeller için *eşbütünsel regresyonu* uygulamaya sokmaktır. Daha sonra da, *eşbütünsel regresyonundan* elde edilen artık değerlerin (residuals) durağan olup olmadıklarını DF ve ADF testlerini kullanarak öğrenebiliriz. Sonuçlar, Tablo 2 – 8’de verilmiştir; bu tablolar, 1960 tan 1996’e kadar olan dönemde Türk İmalat Sanayi için yıllık veriler

kullanılarak Bölüm 2 de açıklanan işgücü talep modellerinin eşbütünsel regresyonlarına dair tahminleri sunmaktadırlar.

Tablo 2 : Model 1 için Eşbütünsellik Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		16.96
LRW		0.84
LRK3		-0.31
R ²		0.71
s		0.20
AD		0.33 (-4.05)
LM		24.8
ADF		-0.35 (-4.07)

Tablo 3 : Model 2 için Eşbütünsellik Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		10.89
LRR2		-0.15
LRW		0.48
R ²		0.94
s		0.12
LM		15.73
AD		-2.18 (-4.05)
ADF		-2.17 (-4.07)

Tablo 4 : Model 3 için Eşbütünlük Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		4.68
LZ2		0.004
LRMO		0.463
R ²	0.97	
s	0.04	
LM	5.12	
AD	-3.42 (-4.05)	
ADF	-3.41 (-4.07)	

Tablo 5 : Model 4 için Eşbütünlük Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		11.12
LRW		0.45
LRP		0.23
LRK3		0.018
R ²	0.87	
s	0.15	
LM	19.11	
AD	-1.23 (-4.51)	
ADF	-0.94 (-4.52)	

Tablo 6 : Model 5 için Eşbütünlük Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		4.58
LZ2		-0.032
LX2		-0.012
LRMO		0.492
R ²	0.95	
s	0.04	
LM	5.21	
AD	-3.42 (-4.51)	
ADF	-3.47 (-4.52)	

Tablo 7 : Model 6 için Eşbütümsellik Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		4.76
LRW		0.082
LRMO		0.38
R ²		0.96
s		0.035
LM	2.15	
AD	-4.02 (-4.05)	
ADF	-4.48 (-4.07)	

Tablo 8 : Model 7 için Eşbütümsellik Regresyonu, bağımlı değişken LME.

<i>Bağımsız Değişkenler</i>		<i>Katsayılar</i>
CONS		13.84
LZ2		0.178
LRK3		-0.112
R ²		0.85
s		0.16
LM	18.82	
AD	-1.86 (-4.05)	
ADF	-1.58 (-4.07)	

DF ve ADF test-istatistiklerini temel alarak, Model 6 haricinde bütün modellerin bir *eşbütümsel vektör* temsil etmedikleri hipotezini reddedemeyiz. Model 6 (kâr maksimizasyonu davranışı altında CES teknolojisi. Bkz.Tablo 7) ile ilgili olan *eşbütümsellik eşitliği* aşağıdaki şekildedir:

$$LME = 4.76 + 0.082 LRW + 0.38 LRMO$$

$$DF = -4.02 (-4.05) \quad ADF = -4.48 (-4.07)$$

Ne var ki, bu eşitlik DF testini geçememiştir ve reel ücrete dair katsayı doğru işarete sahip değildir. LME, LRW ve LRMO' nun model 6 da bir

eşbütünsel vektör oluşturdukları sonucuna varmak pek mantıklı görünmemektedir.

Daha önce bahsettiğimiz gibi, *Johansen metodu* da geçerli eşbütünsellik ilişkilerinin varlığını kontrol etmek için kullanılır. *Johansen'in En Çok- Olabilirlik prosedürünü* kullanarak Model 5 için (maliyet minimizasyonu davranışı altında ham maddeler ve akaryakıtlar ile Cobb-Douglas teknolojisi) bir *eşbütünsel vektör* bulduk. *Johansen metodu* ile tahmin edilen *eşbütünsel vektör* aşağıdaki eşitliktir:

	<u>LME</u>	<u>LRMO</u>	<u>LZ</u>	<u>LX</u>
<u>Eşbütünselik vektör</u> (1)	-1.00	0.489	-0.035	0.021

Hesaplanan istatistik = 28.92 > 95% lik kritik değer = 27.00

Buradaki tek zorluk, LRMO'nun katsayısının sabit getiri oranı ($\alpha+\beta+\gamma=1$, bkz. Ek A da, Model 5'te \bar{y} nin katsayısı) yerine artan getiri oranını ifade etmesidir. Bunun için olası bir açıklama, teknik ilerleme göz önünde bulundurmamamız olabilir. Bu sebeple, bütün modellere zaman trendini ve zaman trendinin karesini dahil ettik ve Neo-klasik emek talep teorisi için belli bir destek bulamadık.

Genel olarak, sermaye stokuna dair veriler istihdam seviyesini açıklayamadığı sonucuna vardık. Sermaye stoku için %5, %10, %15, %20'lik amortisman oranlarını denememize rağmen, istihdam ile sermaye stoku arasında istatistiksel olarak anlamlı ve beklenen pozitif ilişkiyi bulmakta başarısız olduk. Bunun sebebi, kullanılan veri ve bunu oluşturma yöntemi olabilir. Çünkü, sermaye stokuna dair veriler ve sermaye fiyatları her zaman oldukça büyük ölçüm hatalarına maruz kalabilmeleri olasıdır.

Ana bulgulardan bir diğeri, reel ücret etkisinin bütün modellerde yanlış işarete sahip olmasıdır. Böylece İmalat Sanayi İstihdamın reel faktör fiyatları tarafından belirlenmediği sonucunu elde ettik. Ne var ki, Model 4'te ve Model 5'te ham madde ve akaryakıt fiyatlarının etkilerine izin vermemize rağmen, yine aynı sonuca ulaştık.

Öte yandan, İmalat Sanayi Üretimi, Neo-klasik emek talep teorisi ile uygunluk gösteren tek değişkendir; bu teori dahilinde, bütün modellerde istihdam, İmalat Sanayi Üretimine doğru olarak cevap vermektedir.

Şimdi, bütün modelleri teker teker incelemeye çalışalım:

Model 1 : (Tablo 2) Bir çok durumda, katsayılar beklenen işaretleri vermemektedir. Reel imalat sanayi ücretleri pozitif katsayıya, sermaye stoku ise negatif katsayıya sahiptir. Her ikisi de doğru işaretli değildir ve Neo-klasik emek talep teorisi ile tutarlılık göstermez. *Eşbütümsel vektör* olduğuna dair bir gösterge mevcut değildir.

Model 2 : Model 2'nin tahminleri Tablo 3'te verilmiştir. Reel faktör fiyatları yanlış işaretlere sahiptirler. *Eşbütümsel vektör* olduğuna dair bir gösterge mevcut değildir.

Model 3 : Tablo 4, Model 3'e dair tahminleri sunmaktadır. Reel İmalat Sanayi Üretimi istatistiksel olarak anlamlıdır ve doğru (pozitif) işarete sahiptir. Fakat sermaye maliyetine göreli ücretler yanlış işaretlidir. *Eşbütümsel vektör* olduğuna dair bir gösterge mevcut değildir.

Model 4 : Model 4'e dair tahminler Tablo 5'te verilmiştir. Reel imalat sanayi ücretleri ile ilgili tahmin edilen uzun-dönem katsayısı yanlış işaretlidir. Bunun yanı sıra, sermaye stoku beklenen işarete sahiptir. Fakat, istatistiksel olarak anlamlı değildir. *Eşbütümsel vektör* olduğuna dair bir gösterge mevcut değildir.

Model 5 : Tablo 6, Model 5'e dair tahminleri göstermektedir. Nispî ücretler ve sermaye stokuna dair katsayılar beklenen işaretlere sahiptirler. Fakat, sermaye stoku yine istatistiksel olarak anlamlı değildir. *Eşbütümsel regresyondan* elde edilen bilgiler herhangi bir *eşbütümsel vektör* olmadığını belirtmektedir. Öte yandan, *Johansen'in En Çok-Olabilirlik Metodunu* kullanarak Model 5 için bir *eşbütümsel vektör* elde edilmiştir.

Model 6 : Model 6'yla ilgili tahminler Tablo 7'de gösterilmiştir. İmalat sanayi üretimi beklendiği gibi doğru işarete sahiptir ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Fakat reel imalat sanayi ücretleri negatif işaretli olması gerekirken pozitif işarete sahiptir. *Eşbütümsel vektör* olduğuna dair bir gösterge mevcut değildir.

Model 7 : Tablo 8, Model 7'ye dair tahminleri göstermektedir. Her iki katsayı da yanlış işarete sahiptirler. Herhangi bir *eşbütümsel vektör* olduğuna dair belirti yoktur.

7. TEKNİK İLERLEME

Türk İmalat Sanayi için Neo-klasik emek talep teorisinin geçerliliğini sağlayamamamızın bir nedeni, belki de teknik ilerlemeyi uygun bir şekilde modelimize dahil etmememizden kaynaklanabilir. Bu bölümde, bulduğumuz *eşbütünsel vektörü* (bu vektör bir önceki bölümde *Johansen'in En Çok-Olabilirlik Metodu* aracılığıyla bulunmuştur) Neo-klasik emek talep teorisi ile tutarlı olmasını sağlamak amacıyla Cobb-Douglas teknolojisine emek-eklentili teknik ilerlemeyi (labour-augmenting technical progress) dahil edeceğiz. Çünkü, Model 5 için elde edilen *eşbütünsel vektördeki* imalat sanayi üretim değişkeninin katsayısı, sabit getiri oranı öngörüsünü içermemektedir.

Verimlilik ölçümü için iki metot göz önünde bulundurduk:

i- *Solow Verimlilik Bakiyesi* :

Solow (1957) üretim fonksiyonundaki kaymaları ölçmek için bir yaklaşım ortaya koymuştur. Bu nedenle, Hicks-neutral ortalama büyüme oranının en iyi ölçümü olarak gördüğü *Solow Bakiyelerinin* ortalama büyüme oranlarını almıştır. Q miktarı kadar üretim yapan bir firma düşünelim:

$$Q = A.L^{\alpha}K^{\beta}M^{\gamma}.e^{\rho_t.t}$$

Bu firma, girdi olarak 'K' miktarda sermaye, 'L' miktarda işgücü ve 'M' kadar ham madde kullanmaktadır. ' ρ_t ' Hicks-neutral teknik ilerleme endeksidir. Firma kendi üretim seviyesi için stokastik taleple ve aynı ücret seviyesinden istediği miktarda işgücü istihdam edebileceği bir emek piyasası ile karşı karşıyadır. Firma, kendi işgücü girdisini, kârını maksimize edecek şekilde seçer. Bu ise, talebin gerçekleşmesinden sonra yapılır.

Yukarıda verdiğimiz üretim fonksiyonunun logaritmasını,

$$\log Q = \log A + \alpha.\log L + \beta.\log K + \gamma.\log M + \rho_t.t \quad (1)$$

$$\rightarrow q = a + \alpha.l + \beta.k + \gamma.m + \rho_t \quad (2)$$

ve (2) nolu eşitliğin birinci derece farkını alarak, Solow ilişkisi şu şekilde oluşturabilir;

$$\rightarrow \Delta q_t = \alpha \Delta l_t + \beta.\Delta k_t + \gamma.\Delta m_t + \rho_t \quad (3)$$

$$\rightarrow \rho_t = \Delta q_t - \alpha \Delta l_t - \beta.\Delta k_t - \gamma.\Delta m_t \quad (4)$$

Burada, ' ρ_t ' , tam rekabet ve sabit getiri oranı varsayımları altındaki *Solow Bakiyesini*, Δq_t üretim miktarı ($\Delta \log Q$) büyüme oranını, $\Delta \ell_t$ işgücünün ($\Delta \log L$) büyüme oranını, Δk_t sermayenin ($\Delta \log K$) büyüme oranını, Δm_t ham maddelerin ($\Delta \log M$) büyüme oranını temsil eder. Bu ölçüm aynı zamanda, toplam faktör verimliliği olarak da bilinir. Çünkü sadece üretimi ve işgücü girdisini göz önünde bulunduran ölçümlerden farklı olarak, her tür girdiyi hesaba katmaktadır.

R. Hall (1990)'a göre, tam rekabet ve sabit getiri oranı varsayımları altında, şu teorem geçerli olmalıdır: "Gerçek verimlilik büyüme oranı ile korelasyon içinde olmayan herhangi bir değişken, Solow Bakiyesi ile de korelasyon içinde olamaz."⁶ Bu, endüstrinin üretimine olan talep de meydana gelen herhangi bir egzogen artış halinde, endüstrinin verimliliğinin değişmeden kalması anlamındadır. R. Hall (1990), Amerikan endüstrileri için, verimlilik artışının petrol fiyatları ve askeri harcamalar ile oldukça yüksek derecede korelasyon içinde olduğunu bulmuştur. Çalışmasında, Solow Bakiyelerinin Varyanslarının Değişmezliği koşulunun geçersizliği için bir açıklama olarak, monopolistik rekabet durumunda, firmaların kazançlarının, sermayenin olağan getirisinin yanı sıra monopol kârlarını da içermesi olduğunu belirtmektedir. Bu ise teknolojinin, artan getiri oranını sağladığını gösterir. İkinci bir açıklama ise, artan getiri oranlı teknolojinin serbest bir şekilde elde edilememesidir. Ve son olarak, iş üzerindeki eforu ölçmek oldukça zordur. Bütün bu cevaplar açıkça, veriler ile uyum göstermemektedirler.

ii- Teknik İlerleme Endeksi :

Layard ve Nickell (1986) makalesinde tanımlandığı gibi, üretim fonksiyonunun şu şekilde olduğunu varsayalım:

$$\rightarrow Y = A \cdot N^\alpha K^\beta$$

$$\rightarrow Y = A \cdot [L \cdot \tau(t)]^\alpha K^\beta$$

Burada, N efektif işgücü, L istihdam, ve $\tau(t)$ de emek-eklentili (labour-augmenting) teknik ilerlemedir.

Üretim fonksiyonunun logaritmasını,

⁶ Hall, R. E.; " Invariance Properties of Solow's Productivity Residual". *NBER Working Paper*, No: 3034: 71-145, 1990.

$$\rightarrow \log Y = \log A + \alpha \cdot \log L + \alpha \cdot \log \tau(t) + \beta \cdot \log K \quad (1)$$

$$\rightarrow y = a + \alpha \cdot \ell + \alpha \cdot d(t) + \beta \cdot k \quad (d(t) = \log \tau(t)) \quad (2)$$

ve (2) nolu eşitliğin birinci derece farkını alarak, sabit getiri oranı ($\alpha=1-\beta$) ve tam rekabet altında aşağıdaki eşitliği buluruz.

$$\rightarrow \Delta y_t = \alpha \cdot \Delta \ell_t + \alpha \cdot \Delta d(t) + \beta \cdot \Delta k_t$$

$$\rightarrow \Delta y_t = (1-\beta) \cdot \Delta \ell_t + (1-\beta) \cdot \Delta d(t) + \beta \cdot \Delta k_t$$

$$\rightarrow \Delta d(t) = \frac{\Delta y_t - \beta \cdot \Delta k_t - (1-\beta) \Delta \ell_t}{(1-\beta)}$$

$$\rightarrow \hat{\beta} = s_K, \text{ GSMH daki sermayenin oranı (bkz. Ek B)}$$

Teknik İlerleme Endeksini şu şekilde oluşturabiliriz:

$$[TPI]_t = [TPI]_{t-1} (1 + \Delta d) \quad , \quad [TPI]_0 = 100$$

Solow Bakıyesini (REST) ve *Teknik İlerleme Endeksini* (TPI) yukarıdaki açıklamalar ışığında oluşturduktan sonra; sırasıyla REST yi ve TPI yı Model 5'e (maliyet minimizasyonu davranışı altında ham madde ve akaryakıt değişkenlerini de içeren Cobb-Douglas teknolojisi) dahil edersek ve *Johansen'in En Çok-Olabilirlik Metodunu* kullanarak geçerli eşbütünsel vektörleri hesaplırsak, aşağıdaki eşbütünsellik ilişkilerini elde ederiz:

	<u>LME</u>	<u>LRMO</u>	<u>LZ</u>	<u>LX</u>	<u>REST</u>
<u>Eşbütünsellik vektör</u> (2)	-1.00	0.54	-0.046	0.021	1.65

Hesaplanan istatistik = 42.27 > 95% lik kritik değer = 33.22

	<u>LME</u>	<u>LRMO</u>	<u>LZ</u>	<u>LX</u>	<u>REST</u>
<u>Eşbütünleşik vektör (3)</u>	-1.00	0.53	-0.018	0.005	0.0022

Hesaplanan istatistik = 49.05 > 95% lik kritik değer = 33.22

Her iki durumda da, beş değişkenin (2) ve (3) nolu eşitliklerde *eşbütünleşik vektörler* oluşturdukları sonucuna ulaşmak makul görünmektedirler. Fakat yine de, ulaştığımız sonuçlar Neo-klasik emek talebi teorisi ve tam rekabet ile uyumlu değildir. Çünkü imalat sanayi üretimi katsayısı, hala artan getiri oranını ifade etmektedir. Bunun sebebi, monopol gücü olabilir.

8. SONUÇ

Türk İmalat Sanayi için Neo-klasik emek talebinin öngördüğü, işgücü piyasasında dengenin varlığını destekleyici kanıt bulabilmek amacıyla değişkenler arasındaki *eşbütünsel* ilişkiyi inceledik.

Eşbütünselliğin test edilmesi, veri kümesindeki denge ilişkisinin varlığının, durağan olmayan zaman serileri için bir *eşbütünsel vektörün* varlığı ile uyum içinde olması demektir. Türk İmalat Sanayii için, istatistiksel olarak anlamlı bir *eşbütünsel vektöre*, *Engle ve Granger'in iki-aşamalı yaklaşımı* ve *Johansen'in En Çok-Olabilirlik Metodu* aracılığıyla ulaşamadık. Bulduğumuz üç vektörün hepsi de, Neo-klasik teoriyle uyumlu olmayan artan getiri oranlı teknoloji sergileyen *eşbütünleşik vektörlerdir*. Böylece, Türk İmalat Sanayi için Neo-klasik emek talebi lehine hiç bir desteğin bulunamadığını söyleyebiliriz.

Genel olarak, sermaye stokuna dair veriler istihdam seviyesini açıklayamamıştır. İstihdam seviyesi ile sermaye stoku arasında beklenildiği gibi istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki bulmakta başarısız olunmuştur.

Bütün *eşbütünsel regresyonlardan* edindiğimiz önemli bulgu, kullandığımız verilerde, istihdam ile reel ücretler arasında beklenen negatif ilişkiyi elde etmekte başarısız olduğudur. Bu nedenle, Türk İmalat Sanayi için Neo-klasik emek piyasasını tanımlayabilmek mümkün olmamıştır. Eğer mal piyasaları rekabet temeline dayanıyorsa ve firmalarda talep eğrileri üzerinde hareket ediyorsa, istihdam, reel faktör ücretleri, sermaye stoku ve teknolojinin durumu ile açıklanmalıdır. Bu sonuç bizi *Etkin Ücret Hipotezine*

(Efficiency Wage Hypothesis) veya *Etkin Pazarlıklar Modeline* (Efficient Bargaining Model) götürebilir. Her iki durumda da önemli nokta, istihdam-ücret ikilisinin firmanın işgücü talep eğrisinin dışında yer alıp almadığının belirlenmesidir. Böyle bir ampirik uygulamayı gelecekteki bir çalışma olarak önerebiliriz.

Ne var ki, bu sonuçların veri kümemizin veya standart modellendirmede kabul edilen varsayımlarımızın (homothetic teknoloji, Hicks-nötr teknik ilerleme, dışsal olarak belirlenen faktör fiyatları ve anlık ayarlamalar) bir sonucu olması da olasıdır.

EK A**Model 1** : Cobb-Douglas teknoloji.

$$\bar{y} = A \cdot L^\alpha \cdot K^\beta$$

Birinci derece marjinal verimlilik koşulu;

$$\frac{\partial \bar{y}}{\partial L} = \alpha \cdot A \cdot L^{\alpha-1} \cdot K^\beta = \frac{w}{p}$$

logaritmasını alalım ve $\log L$ için çözelim:

$$\log \frac{w}{p} = \log \alpha A + (\alpha - 1) \log L + \beta \log \bar{K}$$

$$(\alpha - 1) \log L = -\log \alpha A + \log \frac{w}{p} - \beta \log \bar{K}$$

$$\log L = \text{sabit} - \frac{1}{(1 - \alpha)} \log \frac{w}{p} + \frac{\beta}{(1 - \alpha)} \log \bar{K}$$

$$\ell_1 = \alpha_0 - \alpha_1 (w - p) + \alpha_2 \bar{K} \quad \alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0$$

Model 2 : Cobb-Douglas teknoloji, kâr maksimizasyonu altında.

$$\max \Pi = p \cdot (A \cdot L^\alpha \cdot K^\beta) - w \cdot L - r \cdot K$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = 0 \quad \rightarrow \quad p \cdot \alpha \cdot A^{\alpha-1} \cdot K^\beta - w = 0$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = 0 \quad \rightarrow \quad p \cdot \beta \cdot A \cdot L^\alpha \cdot K^{\beta-1} - r = 0$$

$$\rightarrow \quad \frac{w}{p} = \alpha \cdot A \cdot L^{\alpha-1} \cdot K^\beta \quad (1)$$

$$\rightarrow \quad \frac{r}{p} = \beta \cdot A \cdot L^\alpha \cdot K^{\beta-1} \quad (2)$$

(1) ve (2) nolu eşitliklerin logaritmasını alalım ve logL için çözelim:

$$\rightarrow \quad \log \frac{w}{p} = \log \alpha \cdot A + (\alpha - 1) \cdot \log L + \beta \cdot \log \bar{K}$$

$$\log \bar{K} = -\frac{1}{\beta} \log \alpha A + \frac{1}{\beta} \log \frac{w}{p} - \frac{(\alpha - 1)}{\beta} \log L$$

$$\rightarrow \quad \log \frac{r}{p} = \log \beta \cdot A + \alpha \cdot \log L + (\beta - 1) \cdot \log \bar{K}$$

$$\log \frac{r}{p} = \log \beta \cdot A + \alpha \cdot \log L - \frac{(\beta - 1)}{\beta} \log \alpha \cdot A + \frac{(\beta - 1)}{\beta} \log \frac{w}{p} - \frac{(\beta - 1)(\alpha - 1)}{\beta} \log L$$

$$\frac{(\alpha + \beta - 1)}{\beta} \log L = \text{sabit} + \log \frac{r}{p} - \frac{(\beta - 1)}{\beta} \log \frac{w}{p}$$

$$\log L = \text{sabit} + \frac{\beta}{(\varepsilon + \beta - 1)} \log \frac{r}{p} - \frac{(\beta - 1)}{(\alpha + \beta - 1)} \log \frac{w}{p}$$

$$\ell_2 = \beta_0 + \beta_1 (r - p) - \beta_2 (w - p)$$

Model 3 : Cobb-Douglas teknoloji, maliyet minimizasyonu Lagrange Metodu kullanarak:

$$\min C = w.L + r.K$$

$$\text{s.t. } \bar{y} = f(L, K) = L^\alpha . K^\beta$$

$$L = w.L + r.K - \lambda [f(L, K) - \bar{y}]$$

Birinci derece koşulları;

$$\frac{\partial \ell}{\partial L} = 0 \quad \rightarrow \quad w = \lambda . \alpha . \frac{Y}{L} \quad (1)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial K} = 0 \quad \rightarrow \quad r = \lambda . \beta . \frac{Y}{K} \quad (2)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \lambda} = 0 \quad \rightarrow \quad \bar{y} = L^\alpha . K^\beta \quad (3)$$

$$\rightarrow \quad \frac{w}{r} = \frac{\alpha K}{\beta L} \quad (4)$$

(4) ve (3) nolu eşitliklerin logaritmasını alalım ve $\log L$ için çözelim:

$$\log \frac{w}{r} = \log \frac{\alpha}{\beta} - \log L + \log K$$

$$\log \bar{y} = \alpha \cdot \log L + \beta \cdot \log K$$

$$\log \bar{y} = \alpha \cdot \log L + \beta \cdot \log \frac{w}{r} - \beta \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} + \beta \cdot \log L$$

$$\log L = \text{sabit} + \frac{1}{(\alpha + \beta)} \log \bar{y} - \frac{\beta}{(\alpha + \beta)} \log \frac{w}{r}$$

$$\ell_3 = \gamma_0 - \gamma_1 (w - r) + \gamma_2 \bar{y}$$

Bu ‘koşullu işgücü talebi’ dir. Reel ücretlerin firmanın istihdam kararı üzerinde hiç bir etkisi yoktur.

Model 5 : Ham maddeleri ve akaryakıtı içeren Cobb-Douglas teknolojisi, maliyet minimizasyonu Lagrange Metodu kullanarak:

$$\min C = w.L + r.K + q.M$$

$$\text{s.t. } \bar{y} = f(L, K, M) = L^\alpha .K^\beta .M^\gamma$$

$$L = w.L + r.K + q.M - \lambda [f(L, K, M) - \bar{y}]$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial L} = 0 \quad \rightarrow \quad w = \lambda \cdot \alpha \cdot \frac{Y}{L} \quad (1)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial K} = 0 \quad \rightarrow \quad r = \lambda \cdot \beta \cdot \frac{Y}{K} \quad (2)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial M} = 0 \quad \rightarrow \quad q = \lambda \cdot \gamma \cdot \frac{Y}{M} \quad (3)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \lambda} = 0 \quad \rightarrow \quad \bar{y} = L^\alpha \cdot K^\beta \cdot M^\gamma \quad (4)$$

$$(1) \text{ ve } (2) \text{ nolu denklemlerden} \quad \rightarrow \quad \frac{w}{r} = \frac{\alpha K}{\beta L} \quad (5)$$

$$(2) \text{ ve } (3) \text{ nolu denklemlerden} \quad \rightarrow \quad \frac{q}{r} = \frac{\gamma K}{\beta M} \quad (6)$$

(4), (5) ve (6) nolu eşitliklerin logaritmasını alalım ve $\log L$ için çözelim:

$$\rightarrow \quad \log \bar{y} = \alpha \cdot \log L + \beta \cdot \log K + \gamma \cdot \log M \quad (7)$$

$$\rightarrow \quad \log \frac{w}{r} = \log \frac{\alpha}{\beta} - \log L + \log K$$

$$\log K = \log \frac{w}{r} - \log \frac{\alpha}{\beta} + \log L \quad (8)$$

$$\rightarrow \log \frac{q}{r} = \log \frac{\gamma}{\beta} - \log M + \log K$$

$$\log M = \log \frac{\gamma}{\beta} - \log \frac{q}{r} + \log L \quad (9)$$

(8) ve (9) nolu denklemlerden;

$$\log M = \log \frac{\gamma}{\beta} - \log \frac{q}{r} + \log \frac{w}{r} - \log \frac{\alpha}{\beta} + \log L \quad (10)$$

(7), (8) ve (10) nolu denklemlerden;

$$\begin{aligned} \log \bar{y} &= \alpha \cdot \log L + \beta \cdot \log \frac{w}{r} - \beta \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} + \beta \cdot \log L + \gamma \cdot \log \frac{\gamma}{\beta} - \gamma \cdot \log \frac{q}{r} + \gamma \cdot \log \frac{w}{r} \\ &\quad - \gamma \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} + \gamma \cdot \log L \end{aligned}$$

$$(\alpha + \beta + \gamma) \log L = \gamma \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} + \beta \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} - \gamma \cdot \log \frac{\gamma}{\beta} + \log \bar{y} + \gamma \cdot \log \frac{q}{r} - (\beta + \gamma) \cdot \log \frac{w}{r}$$

$$\log L = \frac{1}{\alpha + \beta + \gamma} \left(\gamma \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} + \beta \cdot \log \frac{\alpha}{\beta} - \gamma \cdot \log \frac{\gamma}{\beta} \right) + \frac{1}{\alpha + \beta + \gamma} \log \bar{y} + \frac{\gamma}{\alpha + \beta + \gamma} \log \frac{q}{r}$$

$$- \frac{\beta + \gamma}{\alpha + \beta + \gamma} \log \frac{w}{r}$$

$$l_5 = \omega_0 - \omega_1 (w - r) + \omega_2 (q - r) + \omega_3 \bar{y}$$

Model 6 : CES teknolojisi, kâr maksimizasyonu altında.

$$\text{Max } \Pi = p \cdot \gamma \left[\delta L^{-\rho} + (1-\delta) K^{-\rho} \right]^{-\frac{\nu}{\rho}} - wL - rK$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L} = p \cdot \gamma \left[\delta L^{-\rho} + (1-\delta) K^{-\rho} \right]^{-(\nu/\rho)-1} \nu \delta L^{-\rho-1} - w = 0$$

$$p \cdot \gamma \cdot y^{(\rho/\nu)+1} \nu \delta L^{-\rho-1} - w = 0$$

logaritmasını alalım ve $\log L$ için çözelim:

$$\log p + \left(\frac{\rho}{\nu} + 1 \right) \log y + \log \nu \delta \gamma - (\rho + 1) \log L - \log w = 0$$

$$-(\rho + 1) \log L = -\log \nu \delta \gamma - \log p + \log w - \left(\frac{\rho}{\nu} + 1 \right) \log y$$

$$\rightarrow \left\{ \frac{1-\sigma}{\sigma} = \rho \Rightarrow \frac{1}{\rho+1} = \sigma \right\}$$

$$\log L = \frac{1}{\rho+1} \log \nu \delta \gamma + \frac{1}{\rho+1} \log p - \frac{1}{\rho+1} \log w + \left[\frac{(\rho/\nu)+1}{\rho+1} \right] \log y$$

$$\log L = \sigma \cdot \log \nu \delta \gamma + \sigma \cdot \log p - \sigma \cdot \log w + \left[\frac{(\rho/\nu)+1}{\rho+1} \right] \log y$$

$$\ell_6 = \theta_0 - \theta_1 (w - p) + \theta_2 \bar{y} \quad \theta_1 < 0, \theta_2 > 0$$

Model 7 : CES teknolojisi, maliyet minimizasyonu Lagrange Metodu kullanarak:

$$\text{Min } C = w.L + r.K$$

$$\text{s.t. } \gamma \left[\delta.L^{-\rho} + (1-\delta).K^{-\rho} \right]^{-\frac{\nu}{\rho}}$$

$$L = w.L + r.K - \lambda. [f(L, K) - \bar{y}]$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial L} = 0 \quad \rightarrow \quad w = \lambda. \gamma. y^{(\rho/\nu)+1} . \nu. \delta. L^{-\rho-1}$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial K} = 0 \quad \rightarrow \quad r = \lambda. \gamma. y^{(\rho/\nu)+1} . \nu. (1-\delta). K^{-\rho-1}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{w}{r} = \frac{\delta.L^{-\rho-1}}{(1-\delta).K^{-\rho-1}}$$

$$\log \frac{w}{r} = \log \delta - (\rho + 1) \log L - \log (1 - \delta) + (\rho + 1) \log K$$

$$-(\rho + 1) \log L = -\log \delta + \log (1 - \delta) + \log \frac{w}{r} - (\rho + 1) \log K$$

$$\log L = -\sigma \log \left(\frac{1-\delta}{\delta} \right) - \frac{1}{\rho+1} \log \frac{w}{r} + \frac{\rho+1}{\rho+1} \log K$$

$$\ell_7 = \varphi_0 - \varphi_1 (w \cdot r) + \varphi_2 \bar{k} \quad \varphi_1 < 0, \varphi_2 > 0$$

EK B

Mal ve emek piyasalarında, sabit getiri oranı ve tam rekabet koşulları altında, üretim fonksiyonunun işgücü elastikiyet ölçümü, gözlemlenen işgücü payıdır. Elastikiyetler direk olarak katma değer ve gelirlerle ilgili verilerden kolaylıkla okunabilir. Sabit getiri oranı '1' olduğundan, üretim fonksiyonunun sermaye elastikiyeti, '1' den işgücü elastikiyetini çıkararak buluruz.

$$Y = A.L^\alpha .K^\beta$$

$$s_L = \frac{w.L}{Y} \text{ (işgücünün payı)}$$

$$s_K = \frac{r.K}{Y} \text{ (sermayenin payı)}$$

$$w = MP_L = f_L = \frac{\alpha.Y}{L} \quad \rightarrow \quad \alpha = \frac{w.L}{Y}$$

$$r = MP_K = f_K = \frac{\beta.Y}{K} \quad \rightarrow \quad \beta = \frac{r.K}{Y}$$

Doğrusal bir homojen fonksiyon için Eulers Teoremi;

$$Y = f(L, K)$$

$$Y = f_L . L + f_K . K$$

$$1 = \frac{f_L . L}{Y} + \frac{f_K . K}{Y}$$

$$1 = \alpha + \beta = s_L + s_K \Rightarrow \frac{f_L . L}{Y} = \frac{\alpha.Y}{L} \frac{L}{Y} \Rightarrow s_L = \alpha$$

EK C

Ana Veri Kaynakları için Kısaltmalar

DİE	Devlet İstatistik Enstitüsü.
IFS	International Financial Statistics Year Book.
UN	United Nations, Year Book of National Accounts Statistics.
ILO	International Labour Organisation.

Veri Tanımları

E	Genel istihdam seviyesi (ILO).
ME	İmalat sanayinde toplam istihdam (DİE).
LME	Log (ME).
U	Genel işsizlik seviyesi (yıllık ortalama) (ILO).
MW	İmalat sanayinde çalışanlara yapılan yıllık ödemeler (DİE).
W	MW / ME ; İmalat sanayinde çalışan başına ortalama yıllık kazançlar.
RW	W/I ; İmalat sanayinde çalışan başına reel ücretler.
LRW	log (RW).
I	Toptan fiyat endeksi (IFS).
MO	İmalat sanayi üretimi (DİE).
RMO	MO/I ; Reel imalat sanayi üretimi.
LRMO	log(RMO).
MI	İmalat sanayi girdileri (DİE).
RMI	MI/I ; Reel imalat sanayi girdileri.
LRMI	log(RMI).
GA	Bir yıl boyunca sabit varlıklara yapılan brüt ilaveler (SIS).
RGA	GA/I ; İmalat sanayinde reel yatırımlar.
LRGA	log(RGA).

- d Sermaye stoku için yıllık amortisman oranı (8%).
- K $K_t = (1-d)K_{t-1} + (GA)_t$; Sermaye stoku.
- RK K/I ; Reel sermaye stoku.
- LRK $\log(RK)$.
- R $R = \text{sabit} + [r - \pi + d]$; Kullanıcı sermaye maliyeti.
- r Faiz oranı.
- π Genel enflasyon seviyesi.
- P Petrol fiyatları, hammadde ve akaryakıt maliyeti için 'proxy' olarak alınmıştır (UN), $P = (\text{US Dolar } p)$.e.
- p Petrol fiyatı (US Dolar Barrel).
- e Döviz kuru (Türk Lirası/US Dolar).
- CONS Sabit.
- TRN Zaman trendi.
- TRNSQ Zaman trendinin karesi, t^2 .
- X P/R ; Ham madde ve akaryakıtın görelî maliyeti.
- LX $\log(X)$.
- Z W/R ; Ücretlerin görelî maliyeti.
- LZ $\log(Z)$.

KAYNAKÇA

- [Alexander-1993] C. O. Alexander. The changing relationship between productivity, wages and unemployment in the UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55 (1): 87-102, 1993.
- [Andrews-1986] M. J. Andrews. Empirical models of the UK aggregate labour market: A survey. *Economic Perspective*, (4): 175-223, 1986.
- [Baily-1974] M. N. Baily. Wages and employment under uncertain demand. *Review of Economic Studies*, 41(1): 37-50, 1974.
- [Banerjee-1986] A. Banerjee, J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith. Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte Carlo evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 253-277, 1986.
- [Bean-1986] C. R. Bean, P. R. G. Layard, and S. Nickell. The rise in unemployment: A multi-country study. *Economica*, 53: S1-S22, 1986.
- [Bean-1992] C. Bean. European unemployment: A survey. *London School of Economics, Center for Economic Performance*, Discussion Paper, #71, March 1992.
- [Bhargava-1986] A. Bhargava. On the theory of testing for unit roots in observed time series. *Review of Economic Studies*, 53: 369-384, 1986.
- [Bliss-1988] C. Bliss. The Labour market: Theory and experience. In M. Beenstock, editor, *Modelling the Labour Market*. Chapman and Hall, New York, 1988.
- [Dolado-1990] J. J. Dolado and T. Jenkinson, and S. S. Rivero. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Survey*, 4 (3): 249-273, 1990.
- [Engle-1987a] R. F. Engle and C. W. J. Granger. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2): 251-276, 1987.
- [Engle-1987b] R. F. Engle and B. S. Yoo. Forecasting and testing in co-integration systems'. *Journal Of Econometrics*, 35: 143-159, 1987.
- [Hall-1986] S. G. Hall. An application of the Granger & Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3): 229-239, 1986.
- [Hall-1989] S. G. Hall. Maximum likelihood estimation of cointegration vectors: an example of the Johansen procedure. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51: 213-218, 1989.
- [Hall-1990] R. E. Hall. Invariance properties of Solow's productivity residual. *NBER Working Paper*, No: 3034: 71-145, 1990.
- [Hamermesh-1986] D. S. Hamermesh. The demand for labour in the long run. *Handbook of Labour Economics vol. i*, O. Ashenfelter and R. Layard (eds.). North-Holland, Amsterdam, 1986.

- [Jackman-1987] R. Jackman and R. Layard. Unemployment (Introduction). *European Economic Review*, 31: 285-287, 1987.
- [Jenkinson-1986] T. J. Jenkinson. Testing neo-classical theories of labour demand: An application of cointegration techniques. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3): 241-251, 1986.
- [Johansen-1988] S. Johansen. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254, 1988.
- [Johansen-1990] S. Johansen and K. Juselius. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169-210, 1990.
- [Kniesner-1987] T. J. Kniesner and A. H. Goldsmith. A survey of alternative models of the aggregate U.S. labour market. *Journal of Economic Literature*, XXV: 1241-1280, September 1987.
- [Kremers-1992] J. M. Kremers, N. Ericsson and J. J. Dolado. The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3): 325-348, 1992.
- [Layard-1990] R. Layard. Understanding unemployment. *London School of Economics, Center for Labour Economics*, Discussion Paper, (4), 1990.
- [Layard-1991] R. Layard, S. Nickell, and R. Jackman. *Unemployment, Macroeconomics Performance and the Labour Market*. Oxford University Press, New York, 1991.
- [Mitchell-1993b] W. F. Mitchell. Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment. *Applied Economics*, 25: 1489-1501, 1993.
- [Nickell-1983] S. J. Nickell and M. Andrews. Unions, real wages and employment in Britain 1951-1979. *Oxford Economic Papers, Supplement*, 35: 507-530, 1983.
- [Nickell-1984] S. J. Nickell. The modelling of wages and employment, in D. F. Hendry and K. F. Wallis, (eds.). *Econometrics and Quantitative Economics*. Basil Blackwell, 1984.
- [Nickell-1985] S. J. Nickell. Error correction, partial adjustment and all that: An expository note. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47 (2): 119-130, 1985.
- [Nickell-1989] S. Nickell, S. Wadhvani and M. Wall. Unions and productivity growth in Britain, 1974-86: evidence from UK company accounts data. *London School of Economics, Center for Labour Economics, Discussion Paper*, (353), August 1989.
- [Nickell-1990] S. Nickell and J. Symons. The real wage-employment relationship in the United States. *Journal of Labour Economics*, 8 (1): 1-15, 1990.
- [Nickell-1990a] S. J. Nickell. Unemployment: A survey. *The Economic Journal*, (100): 391-439, June 1990.
- [OECD-1995] OECD. Real Wage Resistance and Unemployment: Multivariate Analysis of Cointegrating Relations, *Working Paper Series* no:10, Paris. 1995.

- [Perman-1991] R. Perman. Cointegration: An introduction to the literature. *Journal of Economic Studies*, 18 (3): 3-30, 1991.
- [Rebitzer-1987] J. B. Rebitzer. Unemployment, long-term employment relations, and productivity growth. *The Review of Economics and Statistics*, pages 627-635, April 1987.
- [Solow-1986] R. M. Solow. Unemployment: Getting the questions right. *Economica*, 53: S23-S34, 1986.
- [Symons-1984] J. Symons and R. Layard. Neo-classical demand for labour functions for six major economies. *The Economic Journal*, 94: 788-799, December 1984.