

TÜRK İMALAT SANAYİNDE FAKTÖR İKAMESİ, TEKNOLOJİK GELİŞME VE ÖLÇEĞE GÖRE GETİRİ: YENİ CES ÜRETİM FONKSİYONU YAKLAŞIMI

Yusuf AKAN^(*)

Özet: Bu çalışmada 1970-1999 yıllarını içine alan 29 yıllık bir dönem itibarıyla Türk imalat sanayiinde üretim esneklikleri, ölçeğe göre getiriler, teknolojik değişme hızları ve ikame esneklikleri tahmin edilmiştir. Türk imalat sanayiinde üretim ilişkilerinin ne yönde geliştiğini ortaya koymak için yeni CES üretim fonksiyonu kullanılmıştır. Yapılan analizler Türk İmalat Sanayiinde ölçeğe göre artan getiri şartlarının hakim olduğunu ve girdi artışları ile açıklanamayan üretim artışlarının teknolojik değişme ile değil ölçek ekonomileri ile açıklanabileceğini göstermiştir.

Abstract: In this paper production elasticities, returns to scale, speed of technological development, and elasticities of substitution in Turkish manufacturing industry during the 29-year period of time from 1970 to 1999 were estimated. New CES production function was used to determine the direction of production relationships in this industry. The results have shown that in Turkish manufacturing industry there exists increasing returns to scale and increase of production which cannot be explained by increase of inputs can be explained by returns to scale, not by technological change.

I. Giriş

Türkiye ekonomisi, 1980 sonrası dönemde bir dizi kapsamlı yapısal uyum politikalarının izlendiği bir süreçten geçmiştir. Söz konusu politikaların ekonominin arz yönünü ve sanayiinin yapısını ne yönde etkilediğinin ortaya konulması gelecekte izlenecek politika ve stratejilere de ışık tutacaktır. Bu bağlamda Türk imalat sanayiinde üretim ilişkilerinin analiz edilmesi önem taşımaktadır.

Günümüz dünyasında sanayileşmiş ülkelerin aynı zamanda gelişmiş ülkeler olmaları, sanayileşme ve ekonomik gelişme arasında çok yakın bir ilişkinin olduğunu ortaya koymaktadır. Nitekim ülkelerin sanayileşme düzeyi ile gelişmişlik düzeyi hemen hemen aynı anlamı taşımaktadır. Böylece, ülkelerin gelişmişlik düzeylerinin sahip oldukları sanayileşme süreciyle yakından ilişkili olması nedeniyle, sanayileşme düzeyini ortaya koymada, sanayii sektörünü oluşturan sınıai işletmeler için ölçek ekonomileri, verimlilik ve teknolojik gelişme süreçleri önemli göstergeler olmaktadır. Sanayii sektörü içinde en önemli ve dinamik alt sektör olan imalat sanayii ise, geniş ölçüde ekonominin bütünündeki gelişmeleri belirleyen sektör olması açısından büyük

^(*)Yrd.Doç.Dr., A.Ü. İİBF İktisat Bölümü Öğretim Üyesi

önem taşımaktadır (Uygur, 1990: 17). Bu suretle ülkelerin imalat sanayiinde sağladığı gelişmeler, büyüme ve kalkınmalarındaki en belirgin etmenlerden birisi olduğu için, bu sektörün üretim yapısının analiz edilmesi gerekmektedir. Bu noktadan hareketle, bu çalışmada Türk imalat sanayiinde üretim esneklikleri, ölçek ekonomileri, teknolojik değişime hızları ve ikame esneklikleri tahmin edilmektedir.

Türkiye ekonomisi için bir sektörel üretim fonksiyonu tahmini çalışması yapılmasına bizi yönlendiren temel neden, son yıllarda orta ve uzun dönemli politika analizi alanında yaygın biçimde kullanılan "*Hesaplanabilir Genel Denge Modelleri*" olmuştur (Celasun, 1985: 29-94; Tıktık ve Maraşlıoğlu, 1991: 26). Zira, sektörel üretim fonksiyonlarını da içeren bu modellere yöneltilen eleştirilerden biri, parametrelerin (özellikle dağılım ve ikame esneklikleri ile ilgili parametrelerin), "*a priori*" olarak, model yapıcının uzmanlık görüşüne veya baz yılındaki "*validation*" (onaylama) sonucu ortaya çıkan katsayılara dayalı olarak modele dahil edildiğidir. Bu düşüncede olanlarca, söz konusu parametrelerin ekonometrik tahmin yöntemleriyle elde edilmesinin daha bilimsel, etkin ve yansız bir yaklaşım olduğu ileri sürülmektedir. Bu yaklaşımın bir uygulaması olarak bu çalışmada üretim fonksiyonları sektörel bazda ekonometrik yöntemlerle tahmin edilmiştir.

II. Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti

Araştırmamızda imalat sanayiinde üretim ilişkilerini analiz etmek için kullanılan üretim fonksiyonu, ilk olarak Bairam tarafından ortaya atılan ve Sovyet imalat sanayiinde uygulanan yeni CES (*New Constant Elasticity of Substitution, New CES*) üretim fonksiyonudur. Leontief ve Cobb-Douglas (C-D) üretim fonksiyonlarının da birer özel hal olarak içerildiği yeni CES üretim fonksiyonunun genel formu ;

$$(Q^\lambda - 1) / \lambda = A + \theta t + \alpha [(L^\lambda - 1) / \lambda] + \beta [(K^\lambda - 1) / \lambda] + v_t$$

$-\infty < \lambda < +\infty$, θ , α ve $\beta > 0$ şeklindedir (Bairam, 1991: 92). Burada Q, L, K ve t sıra ile, üretimin düzeyi, istihdam, sermaye stoku ve zamanı göstermektedir. λ ise Box-Cox transformasyon parametresidir. Bu parametrenin sifıra eşit olması ($\lambda=0$) durumunda, sözkonusu fonksiyon Cobb-Douglas üretim fonksiyonu olmakta, 1'e eşit olması durumunda ise ($\lambda=1$) Leontief üretim fonksiyonu olmaktadır (Hsing, 1993: 321). Ayrıca, Bairam $\lambda \leq 1$ olduğu sürece, sözkonusu üretim fonksiyonunun bir neoklasik üretim fonksiyonunun taşıması gereken bütün özellikleri taşıdığını göstermiştir (Bairam, 1991: 92).

Yeni CES üretim fonksiyonunda emek ve sermaye arasındaki ikame esnekliği ise; $\sigma = 1 / (1 - \lambda)$ şeklindedir. Açıkça ki, $\lambda \leq 1$ olduğunda ikame esnekliği değeri de sifirdan büyük olmaktadır. Böylece fonksiyonel form, λ 'nın 1'den daha büyük bir değerinin olmadığı şeklinde sınırlandırıldığı sürece (yani fonksiyonel form

bir neoklasik üretim fonksiyonunun özelliklerini sağladığı sürece), sözkonusu fonksiyon bir CES üretim fonksiyonunu ifade etmektedir. Dolayısıyla, bu modelde ikame esnekliğinin değeri de elde edilen λ 'nın değerine bağlı olacaktır. Böylece λ değerinin sifıra yakın olması, ikame esnekliği değerinin 1'e eşit olduğunu ve C-D üretim fonksiyonunda yer alan zımni varsayımında ($\sigma = 1$) doğrulandığını gösterecektir. Bu durum ise incelenen sektörde C-D modelinin, yeni CES modeline göre daha iyi temsil kabiliyetine sahip olduğunu ifade edecektir.

Yeni CES üretim fonksiyonu, λ 'nın farklı değerleri için tahmin edilebilmektedir. Savin ve White'a göre λ değeri, sabit terim hariç;

$$L(\lambda, \phi) = (-N/2) \log \delta^2 + (1/2) \log (1 - \phi^2) + (\lambda - 1) \sum \log Q_t$$

yukarıda log-likelihood fonksiyonunun maksimize edildiği değerdir. Burada N örnek ortalamasını, δ^2 ise tahmin edilen artıkların varyansını göstermektedir.

Çalışmamızda bu modelin çözümünde lineer olmayan (maximum-likelihood) tahmin yöntemi uygulanarak sektörel üretim fonksiyonu tahmini yoluna gidilmiştir.

Bilindiği üzere zaman serilerinde dışsal bozucu etkenler, serilerin stokastik bir trend içermesine yol açmakta ve değişkenlerin durağanlığı bozulmaktadır. Durağan olmayan verilerle yapılan regresyonlardan ise sahte ilişkiler (spurious) ortaya çıkmaktadır. Ancak, değişkenler bağımsız olarak durağan olmasalar bile, doğrusal bileşenleri durağan olabilmektedir. Bu durumdaki değişkenler ise, birlikte bütünleşmiş değişkenler olarak adlandırılmaktadırlar.

Araştırmamızda kullandığımız değişkenler (hem bağımlı hem de açıklayıcı değişkenler) kuvvetli bir trende maruz kalan zaman serileri olabilir. Bu trend etkisi ise, deterministik ya da stokastik bir özellik arz edebilir. Deterministik trend durumunda modele bir trend değişkeninin ilave edilmesi gerekmektedir. Serilerde stokastik bir trend bulunması halinde ise zaman serilerinin gerçek seviyeleriyle yapılacak regresyondan sahte ilişkilerin doğması sözkonusudur (Maddala, 1989: 238). Böylece, zaman serilerinin durağan olmaması ekonometrik analizlerde her zaman bir problem olarak kabul edilmiş ve durağan olmayan zaman serisi kullanılan analizlerin istatistiki özelliklerinin genel olarak şüpheli olduğu birçok çalışmada ortaya konulmuştur. Zira, zaman serileri dışsal bir olayın sonucu geçici olarak mevcut seyrinden sapar ve daha sonra da eski seyrine dönerse, bu dışsal etken serilerin durağanlığını bozmaktadır (Monadjemi, 1996: 135-137). Durağanlık, farklı dönemler için ortalamaların aynı ve varyansların benzer olmasını ifade etmektedir (Charemza ve Deadman, 1993: 51-52; Thomas, 2000: 374). Nitekim, son bulgular ekonomik zaman serilerinin çoğunun durağan olmadığını göstermiştir (Greene, 2000: 776; Pindyk ve Rubinfeld, 1991: 460). Bundan dolayı, serilerin seviye değerleriyle tahmin yapılmadan önce durağan olup olmadıkları araştırılmalıdır.

Diğer taraftan, bir sistemde kullanılan değişkenler bağımsız olarak durağan olmasalar bile doğrusal bileşenleri durağan olabilir. Bu durumdaki değişkenler "birlikte bütünleşmiş" (Cointegrated) değişkenlerdir. (Griffiths vd., 1993: 700-704). Teorik olarak birbirleriyle ilişkili olduğu düşünülen çok sayıda ekonomik değişkenden iki veya daha fazlasının birlikte hareket edip etmediğini eş bütünleme analizi çerçevesinde tesbit etmek mümkündür. Bu çerçevede birlikte bütünleşme sınaması, modelde kullanılan tüm değişkenler arasındaki ilişkiyi genel olarak sınamada uygun bir araç olmaktadır (Pindyck ve Rubinfeld, 1991: 466). Şayet, ekonomik zaman serileri durağan olmamakla birlikte, doğrusal bileşenleri durağan ise, bu durumda da yine seviye değerleriyle regresyon yapmak sahte ilişkilere yol açmamaktadır (Thomas, 2000: 426; Griffiths vd., 1993: 704).

Araştırmamızda 1970-1999 yıllarını kapsayan 29 yıllık bir periyot itibariyle sektörel üretim fonksiyonu tahmini yapabilmek için öncelikle gerekli olan üretim, sermaye ve istihdam verilerinin sektörel düzeyde elde edilmesi yoluna gidilmiştir. Bu çerçevede veri seti; üretim, istihdam ve sermaye stoku değişkenlerine ilişkin zaman serisi verilerinden oluşmuştur.

Modellerde yer alan üretim değişkenine (Q) ilişkin veriler, gayri safi üretim değerlerinden oluşmaktadır. Bu ise, üretimde kullanılan girdi ve ara mallarının yardımıyla meydana getirilen üretim değeridir. İmalat sanayii üretimlerinin oluşturulmasında Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) yıllık programlarından yararlanılmıştır.

Sabit sermaye stoku (K) verileri; üretimde kullanılan makina, bina, teçhizat ve arazi gibi unsurlardan meydana gelmektedir. Bu serinin oluşturulmasında ise, aşağıdaki metottan yararlanılmaktadır.

$$K_t = I_t + (1-d) K_{t-1}$$

Burada K_t ; t yılındaki sermaye stokunu, I_t ; t yılındaki yatırım hacmini ve d ise amortisman oranını göstermektedir (Rushdi, 1991: s.226). Araştırmamızda, sermaye stoku değişkenine ilişkin verilerin oluşturulmasında, yukarıdaki formülden yararlanılmış ve başlangıç yılı için hesaplanan sermaye stokundan amortisman paylarının düşülmesi ve yıllık yatırımların eklenmesi ile söz konusu büyüklük elde edilmiştir.

İstihdam (L) verileri ise, kişi sayısı olarak alınmıştır. İmalat sanayii alt sektörlerine ait istihdam verilerinin elde edilmesinde, Devlet İstatistik Enstitüsü (DİE) tarafından yapılan genel sanayii ve işyeri sayımları ve yıllık imalat sanayii anketlerinden yararlanılmıştır.

III. Tahmin Sonuçları

Araştırmamızda kullanılan serilerin sahte regresyona yol açıp açmayacaklarını anlamak için, durağanlık sınamalarının yapılması gerekmektedir.

Böylece analizlerimizde öncelikle bütünleşme ve birlikte bütünleşme sınamaları yapılmış, daha sonra ise modelin tahminine geçilmiştir.

Son yıllarda yapılan çalışmalarda, değişkenlerin durağanlık sınamaları *Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF)* test yöntemiyle yapılmaktadır. Bu yöntemde göre, sınamadaki ilk adım, ilişkide yer alan değişkenlerin aynı dereceden bütünleşip bütünleşmediklerinin araştırılmasıdır. Bu işlem için her bir değişkenin seviye değerleri ile birinci farklarının durağan olup olmadığının birim kök sınamalarının yapılması gerekir. Sınamada aşağıdaki ADF eşitliği kullanılmaktadır:

$$\Delta Y_t = \alpha_{t-1} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

K'nın değeri tespit edilirken (ΔY_{t-1} 'deki gecikmelerin sayısı), hem serbestlik derecesinin korunacağı nisbetin küçük, hem de ε_t 'deki otokorelasyon mevcudiyetini ortadan kaldıracak yeterli uzunlukta gecikme sayısının seçilmesi gerekmektedir. Araştırmamızda ilgili verilerin uygun gecikme uzunluklarının tesbitinde *Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria, AIC)* kullanılmıştır. Her bir gecikme için bu kriter değerleri hesaplanarak minimum kriter değerini veren gecikme, en iyi gecikme olarak seçilmiştir.

Sınama süreci, yukarıdaki eşitliğin Sıradan En Küçük Kareler (SEK) yöntemi ile tahmin edilmesiyle başlar. $H_0: \delta = 0$ ve $H_1: \delta < 0$ hipotezleri altında H_1 alternatif hipotezi lehine H_0 hipotezinin reddedilmesi durumunda, ilgili değişkenin durağan olduğu söylenir.

Eğer sıfır hipotezi reddedilmezse, Y_t değişkeninde sıfırdan daha yüksek dereceden durağanlık sözkonusu olabilir, ya da hiç durağan olmayabilir. Bundan sonra ikinci adım, bütünleşmenin derecesinin bir olup olmadığını testidir. Bunun için sözkonusu eşitlik, değişkenlerin birinci farkları alınarak tahmin edilir ve yukarıdaki sürece göre test işlemi tekrarlanır. Değişkenlerin durağanlığı sağlanıncaya kadar işleme devam edilir. Kaçıncı fark almada değişken durağan hale gelmişse, değişkenin alınan fark sayısı kadar dereceden bütünleşik olduğu söylenir (Charemza ve Deadman; 1993: 51-52).

İlgili verilerin uygun gecikme uzunlukları AIC kriteriyle tesbit edildikten sonra ADF testine tabi tutulmuşlardır. Verilerin seviye ve fark değerlerine uygulanan durağanlık test sonuçları ise Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Değişkenlerin Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Sınamaları

Değişken	ADF _(z)	ADF _{t(z)}	ADF _(dz)
Q[1]	-1.61	-3.35(b)	-4.80(a)
K[1]	-2.16	-1.53	-4.92(a)
L[3]	-1.72	-3.49(b)	-4.56(a)

Not: (z) sabitli, t(z) trend ve sabitli, d(z) farklar

(a) %1 önem seviyesinde önemli

(b) %10 önem seviyesinde önemli olduğunu ve köşeli parantez içindeki değerler de ADF regresyon denklemlerindeki optimal gecikme uzunluklarını vermektedir.

Tablo 1'den de görüldüğü üzere, ADF sınaması değişkenlerin seviye değerleri üzerine trendli ve trendsiz olarak, sonra da bu değişkenlerin birinci fark değerleri üzerine uygulanmıştır. AIC kriteriyle seçilen gecikme uzunluğunda bazı değişkenlerin seviye değerlerinin çok düşük önem seviyelerinde durağan, buna karşın diğer değişkenlerin seviye değerlerinin ise durağan olmadığı görülmektedir. Oysa, AIC kriteriyle seçilen gecikme uzunlukları ile birinci fark değerlere uygulanan birim kök sınamaları, bütün değişkenler için %1 önem seviyelerinde serilerin durağan hale geldiğini ortaya koymaktadır. Bunun sonucunda tüm değişkenlerin birinci farklarının durağan olduğu görülmüştür.

Dolayısıyla bundan sonra yapılacak ikinci adım, kullanılan değişkenlerin birlikte bütünleşip bütünleşmediklerinin sınanmasıdır. Bunun için modelde kullanılacak regresyon eşitliklerinin SEK tahminleri yapılır. Eğer bu regresyondan elde edilen artıklar durağan ise, birlikte bütünleşmenin mevcut olduğuna karar verilir. Bu artıkların durağan olup olmadıklarını sınamada aynı şekilde ADF testi kullanılmaktadır (Strauss-Kahn, ve Marc-Oliver; 1991: 20-22). Buna göre, ilişkiler tahmin edildikten sonra artıkların durağan olup olmadıkları:

$$\Delta e_t = (1-r)e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

regresyonunda (1-r) katsayısının geleneksel t istatistiği olarak hesaplanan ADF istatistiği yardımıyla sınanmaktadır. Burada da k, bozucu terimin beyaz gürültülü (white noise) olması sağlanıncaya kadar artırılan gecikme uzunluğunu göstermektedir. Çalışmamızda sözkonusu gecikme uzunluğunun belirlenmesinde de yine AIC kriteri kullanılmıştır.

Araştırmamızda bununla ilgili olarak elde edilen sonuçlara göre, ADF_t değeri -5.54 ve MacKinnon kritik değerleri ise %1, %5 ve %10 önem düzeyi için sırasıyla -5.39, -4,56 ve -4.16'dır. Bu sonuç %1 önem düzeyinde birlikte bütünleşmeyi göstermektedir. Dolayısıyla, üretimin seviye değerleri ile sermaye stoku ve istihdamın seviye değerleri arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Böylece, bundan sonra yapılacak işlem, uzun dönem esneklikleri de yansıtan seviye değerleriyle tahminler yapmaktır. Bu çerçevede yeni CES üretim fonksiyonu Türk imalat sanayiinde uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur. Tahmin sürecinde otokorelasyon sorununun varlığı durumunda da, Cochrane-Orcutt prosedürü izlenerek gerekli düzeltmeler yapılmıştır.

Tablo 2: Yeni CES Üretim Fonksiyonunun Tahmin Sonuçları (1970-1999)*

$(Q^{\lambda} - 1) / \lambda = A + \emptyset t + \alpha [(L^{\lambda} - 1) / \lambda] + \beta [(K^{\lambda} - 1) / \lambda]$								
Parametre Tahminleri								
A	\emptyset	α	β	λ	R ²	F	v	σ
3.84 (37.72)**	0.0065 (3.96)**	1.02 (10.76)**	0.47 (8.16)**	0.09	0.97	523.9	1.49	1.09

(*) λ , Box-Cox transformasyon parametresini, v ($v = \alpha + \beta$), ölçeğe göre getiri derecesini, σ [$\sigma = 1/(1-\lambda)$] emek ve sermaye arasındaki ikame esnekliğini, \emptyset teknolojik değişme hızını ve parantez içerisindeki değerler de t istatistiklerini göstermektedir.

(**) Parametrelerin %5 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir

Tablo 2'den de görüleceği üzere, tahmin sürecinde yer alan Box-Cox transformasyon parametresi (λ), Türk imalat sanayiinde sıfıra yakın bir değer olarak bulunmuştur. Box-Cox transformasyon parametresinin sıfıra yakın değer olarak bulunması, yeni CES üretim fonksiyonunun, Cobb-Douglas üretim fonksiyonuna dönüşümünü gündeme getirmektedir (Hsing, 1993: 321). Nitekim, λ 'nın değerine bağlı olan ikame esnekliği değeri de, imalat sanayiinde 1'e yakın büyüklük olarak elde edilmiştir. Böylece, bu sonuç Cobb-Douglas üretim fonksiyonunda yer alan zımnî varsayımın ($\sigma=1$) da gerçekleştiğini göstermektedir. Şu halde, Cobb-Douglas üretim fonksiyonu incelenen dönem itibarıyla Türk imalat sanayiinde üretim ilişkilerini daha iyi bir şekilde açıklayan ve daha iyi temsil kabiliyetine sahip olan üretim fonksiyonudur (Literatürde bu konuda benzer sonuçlar, Bairam ve Hsing'in Sovyet ve ABD imalat sanayii üzerine yaptıkları çalışmalarda da elde edilmiştir (Bairam; 1991: 91-96, Hsing; 1993: 321-324).

Yeni CES üretim fonksiyonu tahmin sonuçları incelendiğinde; imalat sanayiinde ölçeğe göre getiriye veren $\alpha+\beta$ parametrelerinin toplamı 1.49 olarak elde edilmiştir. Bu durum incelenen dönem itibariyle üretimde ölçeğe göre artan getiri durumunun varlığına işaret etmektedir. Buna karşın teknolojik değişme hızı %0.65 olarak tahmin edilmiştir. Bu ise, sözkonusu sektörde incelenen dönem itibariyle anlamlı bir teknolojik gelişmenin gerçekleşmediğini göstermektedir. Şu halde, incelenen dönem itibariyle imalat sanayiinde girdi artışları ile açıklanamayan üretim artışlarının da, teknolojik değişme ile değil ölçek ekonomileri ile açıklanabileceği görülmektedir.

Faktörlerin üretim esnekliklerini ifade eden parametrelerin, aynı zamanda, ilgili faktörün toplam üretim içerisindeki nispi payını da ortaya koyması nedeniyle, toplam üretim içerisinde en büyük nispi paya sahip olan emeğin, incelenen dönem itibarıyla imalat sanayiinde üretimde daha önemli bir faktör olduğu da söylenebilir.

Türk imalat sanayiinde, incelenen dönem itibariyle, emek ile sermaye arasında önemli ölçüde bir ikamenin olduğu da gözlenmiştir. Bu bulgunun, hemen tüm gelişmekte olan ülkelerde istihdam sorunlarının çözümünde öncü sektör olarak görülen imalat sanayiine ilişkin olması ayrı bir önem taşımaktadır. Zira, gelişmekte olan ülkelerle ilgili olarak öne sürülen temel görüşlerden biri, bu ülkelerde emek ile sermaye arasındaki ikame olanaklarının düşük olduğu ve istihdam sorunlarının sermaye-yoğun teknikler kullanılarak, ancak uzun dönemde çözümlenebileceği yolundadır. O kadar ki, çoğu gelişmekte olan ülkede, bu görüşten hareketle hazırlanan kalkınma planları, statik Keynezyen Harrod-Domar modeli çerçevesinde üretimde sabit teknik katsayılara dayandırılmakta ve emek faktörü dışsal bir değişken olarak kabul edilmektedir. Böylelikle, önceliğin hızlı büyümeye verilmesiyle, işsizlik sorununun çözümü de zamanın akışına bırakılmaktadır. Öte yandan, bu ülkelerde benimsenen sanayileşme stratejisi doğrultusunda izlenen iktisat politikaları çoğu kez emek faktörünü nispi olarak pahalılaştırıcı bir etki yapmakta ve böylece bol olan emek faktörünün eksik kullanımında rol oynayabilmektedir. Ayrıca, yaygın bir verimsizlik ortamı içinde faaliyetini sürdüren kamu kesimi de, istihdam sorununun çözümüne yeterince katkıda bulunmamakta; sorun büyük ölçüde piyasa koşullarına terkedilmektedir (Baray ve Güran 1986:41).

Tablo 2'den de görüleceği gibi Yeni CES modeli çerçevesinde yapılan tahminlerin determinasyon katsayısı (R^2) ve F değerinin de yüksek olduğu görülmektedir. Her bir parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını test etmek için yapılan t testleri ise, parametrelerin genelinde olumlu sonuç vermiştir. Bu sonuçlar tahmin açısından başarılı sayılabilecek sonuçlardır.

IV.Sonuç

Türk imalat sanayiinde üretim ilişkilerini analiz etmek için uygulanan model, ilk defa Bairam tarafından ortaya atılan ve Sovyet İmalat Sanayiinde

uygulanan yeni CES üretim fonksiyonu olmuştur. Araştırmamızda bu modelin çözümünde linear olmayan (maximum-likelihood) tahmin yöntemi uygulanmıştır. Yeni CES üretim fonksiyonunun tahmin sürecinde yer alan Box-Cox transformasyon parametresi (λ), imalat sanayiinde sıfıra yakın bir değer olarak bulunmuştur. Box-Cox transformasyon parametresinin sıfıra yakın değer olarak bulunması, yeni CES üretim fonksiyonunun, C-D üretim fonksiyonuna dönüşümünü gündeme getirmiştir. Nitekim, λ 'nın değerine bağlı olan ikame esnekliği değeri de, imalat sanayiinde 1'e yakın büyüklük olarak elde edilmiştir. Böylece bu sonuç, C-D üretim fonksiyonunda yer alan zımnî varsayımın ($\sigma = 1$) da gerçekleştiğini göstermiştir. Şu halde, C-D üretim fonksiyonu, incelenen dönem itibariyle, Türk imalat sanayiinde geçerli olan ve üretim ilişkilerini de daha iyi bir şekilde açıklayan üretim fonksiyonudur.

Yeni CES üretim fonksiyonu tahmin sonuçları ölçek ekonomileri ve teknolojik gelişme süreçleri açısından incelendiğinde; imalat sanayiinde ölçeğe göre artan getiri şartlarının hakim olduğu görülmüştür. Böylece bu sonuç, incelenen dönem itibariyle Türk imalat sanayiinde ölçeğe göre artan getiri şartlarının hakim olduğunu ve girdi artışlarıyla açıklanamayan üretim artışlarının teknolojik değişimle değil, ölçek ekonomileri ile açıklanabileceğini göstermektedir. Bu durum, maliyetsiz büyümenin iki kaynağı olan ölçek ekonomileri ile teknolojik değişmeyi, doğru bir şekilde birbirinden ayırma noktasında, sözkonusu üretim fonksiyonun yeteneğinin sınırlı olabileceğini ya da bu durumun söz konusu sektörün kendi yapısından ileri gelebileceğini düşündürmüştür.

Kaynaklar

- Anderson, Richard K. ve John R. Moroney (1994); *"Substitution and Complementarity in C.E.S. Models"*, Southern Economic Journal, Vol: 60, No: 4.
- Akan, Yusuf (1997); *"Ölçek Ekonomileri Açısından Türk İmalat Sanayiinin Ampirik Bir Analizi"* (Basılmamış Doktora Tezi), A.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Bairam, Erkin (1991); *"Elasticity of Substitution, Technical Progress and Returns to Scale in Branches of Soviet Industry: A New CES Production Function Approach"*, Journal of Applied Econometrics, Vol: 6, No: 1.
- _____ (1987); *"Returns to Scale, Technical Progress and Output Growth in Branches of Industry: The Case of Comecon (1961-76)"*, METU Studies in Development, Vol: 14, No: 2.
- Baray, A.İ. ve N. Güran (1986), *"Üretimde Faktörlerarası İkame Olanaklarının Belirlenmesi"*, Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt:1, No:1.

- Berndt, Ernst R. (1996); *The Practice of Econometrics*, Addison Wesley Longman, Inc., USA.
- Charemza, W.W. ve D. Deadman (1993); *New Directions in Econometric Practice*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Celasun, Merih (1985); "*A General Equilibrium Model of The Turkish Economy, Simlog I*", METU, Vol: 13, No: 1-2.
- Greene, William H. (2000); *Econometric Analysis*, Fourth Ed., Prentice-Hall, Inc., New Jersey.
- Griffiths, William E.; Hill, R. Carter ve George G. Judge (1993); *Learning and Praticing Econometrics*, John Wiley Sens. Inc., New York.
- Hsing, Yu (1993); "*On The Choice of Production Functions: The Case of US Manufacturing Industries*", *Applied Economics*, Vol: 25, No: 3.
- Jha, R.; Murty, M.N.; Paul Satya ve Rao Bhaskara (1993); "*An Analysis of Technological Change, Factor Substitution and Economies of Scale in Manufacturing Industries in India*", *Applied Economics*, Vol: 25, No: 10.
- .Maddala, G.S. (1989); *Introduction to Econometrics*, Macmillan Publishing Company, New York.
- McGrath, Michael E. ve Richard W. Hoole (1992); "*Manufacturing's New Economies of Scale*", Vol: 70, No: 3.
- Park, Seung-Rok ve Jene K. Kwon (1995); "*Rapid Economic Growth with Increasing Returns to Scale and Little or no Productivity Growth*", *The Review of Economic and Statistics*, Vol: 77, No: 2.
- Pindyck, Robert S. ve Daniel L. Rubinfeld (1991); *Econometric Models and Economic Forecasts*, Third Edition, McGraw Hill International Editions, New York.
- Robidoux, Benoit ve John Lester (1992); "*Econometric Estimates of Scale Economies in Canadian Manufacturing*", *Applied Economics*, Vol: 24, No: 1.
- Rushdi, Ali A. (1991); "*Economies of Scale and Factor Substitution in Electricity Supply Industry: A Case Study of South Australia*", *Energy Economics*, Vol:44, No:4.
- Sengupta, Jati K. (1991); "*Rapid Growth in NIC's in Asia: Tests of New Growth Theory for Korea*", *Kyklos*, Vol: 44, No: 4.
- Strauss-Kahn, Marc-Oliver (1991); "*Error-Correction Models and Cointegration in The Bank of France's Econometric Works*", Discussion Paper, Central Bank of The Republic of Turkey.
- Szpiro, Daniel ve Gilbert Cette (1994); "*Returns to Scale in the French Manufacturing Industry*", *European Economic Review*, Vol: 38, No: 7.
- Thomas, R.L. (2000); *Modern Econometrics*, 2nd Ed, Addison Wesley Longman, Inc., Harlow.

- Tıktık, Ahmet ve Hayri Maraşlıođlu (1991); Türkiye Ekonomisinde Sektörel Gelişmeler: Üretim, Sermaye Birikimi ve İstihdam, DPT Yayın No: 2271, Ankara.
- Uygur, Ercan (1990); *"Price, Output and Investment Decisions of Firms: The Case of Turkish Industry"*, Discussion Paper, Central Bank of The Republic of Turkey.
- Wu, Yanrui (1993); *"Scale, Factor Intensity and Efficiency: An Empirical Study of The Chinese Coal Industry"*, Applied Economics, Vol: 25, No: 3.
- Yaylalı, Muammer (1994); Mikroiktisat, Cilt:1, 2.Baskı, Beta Yayınları, No:484, İstanbul.