

## TÜRKİYE'DE SANAYİLEŞME VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİ

### CAUSAL RELATIONSHIP BETWEEN INDUSTRIALIZATION AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

**Harun TERZİ ve Sabiha OLTULULAR**

*Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü*

**ÖZET** : Bu çalışmada ekonometrik modeller kullanılarak Türkiye’de ekonomik büyüme ve sanayileşme arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir. Birim kök, basit nedensellik, koentegrasyon ve hata düzeltme yöntemleri kullanılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ve nedenselliğin yönü belirlenmiştir. Ekonometrik testler, ekonomik büyüme ile sanayileşme arasında pozitif ve çift yönlü bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

**Anahtar kelimeler:** Ekonomik büyüme, sanayileşme, nedensellik ve koentegrasyon.

**ABSTRACT** : *In this study, econometric models are utilized to analyze the causal relationship between economic growth and industrial growth for Turkey. Unit root, standard Granger causality, cointegration and error correction methods are being employed to determine the direction of causality for the variables. Econometric tests indicate that there is bi-directional causality between economic growth and industrial growth.*

**Key words:** *Economic growth, industrialization, causality and cointegration.*

### I. Giriş

Ekonomik büyüme ve sanayileşme arasındaki ilişki teorik alanda olduğu kadar uygulamalı iktisatta da dikkati çeken bir konudur. Mevcut sektörler arasında sanayi sektörünü “büyümenin motoru” olarak kabul eden Kaldor’a göre, neoklasik iktisadi modellerin varsaydığı gibi sanayi sektöründe sermayenin veya yatırımların getirileri azalmayıp artmaktadır. GSMH içinde sanayi sektörünün payının artmasının yaratacağı dışsal pozitif ekonomilerin etkisi ekonomik büyümeyi hızlandıracaktır. Kaldor’a ilaveten Verdoorn Kanunu sanayi sektöründeki üretim artışının yine bu sektörde verimliliğin daha hızlı bir oranda artmasına yol açacağını ileri sürmektedir.

Kaldor’un büyüme modelindeki ilk kanuna göre, GSYİH ile GSYİH’nin bir parçası olan sanayi sektörünün üretimi arasında pozitif bir ilişki vardır (Kaldor, 1966). Ayrıca Verdoorn Kanunu da statik ve dinamik ölçüğe göre artan getiriler nedeniyle sanayi sektöründe işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif, ancak azalan verimler kanunu nedeniyle sanayi sektörü dışındaki diğer sektörlerde (tarım ve hizmetler gibi) işgücü verimliliği ile üretim miktarı ve istihdam hacmi arasında negatif bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. Kaldor sanayileşmeye dayalı bir büyüme modelinde işgücünün (azalan verimler kanunu gereğince) marjinal ürününün ortalama ürünün altında olduğu tarım ve benzeri sektörlerden sanayi sektörüne transfer edileceğini, sanayi sektöründe de işgücü verimliliğinin artacağını ve bir bütün olarak üretimin (GSYİH’nin) artacağını ileri sürmüştür (Kaldor, 1968).

Ekonomik gelişmenin ancak hızlı bir sanayileşme ile mümkün olabileceği görüşünün benimsendiği 1930’lu yıllardan günümüze kadar geçen sürede Türkiye’de GSYİH içinde sanayinin payı önemli ölçüde artmıştır. 1962-1977 planlı ekonomi döneminde

ekonomik büyümede sanayi sektörü tarım sektörünün önüne geçerek itici bir güç konumuna geçmiştir. 1980-2003 dönemi AB ve dünya ekonomisi ile bütünleşme çabası içine giren Türkiye’de dışa açılma ve yeniden yapılanma önem kazanmıştır. 1999 yılında sanayi sektörünün GSMH içindeki payı % 28.5’e çıkmıştır. 1980 sonrası dönemde bu oran genellikle % 25’in üstünde seyretmiştir. Sanayi üretiminin GSMH içindeki payının 1997’lerde %28.6’ya çıkması sanayi üretiminin teşvik edilmesine yönelik uygulanan politikaların bir sonucudur. Sanayi sektörü içinde ¼’lük paya sahip olan imalat sektörünün büyüme oranları da son yıllarda önemli artış göstermiştir. 2002 yılı itibariyle GSMH’de sanayi ve tarım sektörlerinin payları sırasıyla %24.8 ve %14.8’dir. Bu gelişmeler ekonomik büyümenin artırılmasında sanayi sektörünün önemini göstermektedir.

Türkiye’de sanayileşme politikaları kalkınmanın temel dayanağı olmaya devam etmesine rağmen, gelişmiş sanayi toplumlarına ve gelişmekte olan bir çok ülkeye kıyasla Türkiye’nin sanayileşmesi yeterli düzeye gelememiştir. Buna rağmen, Türkiye’nin sanayileşmede gösterdiği performansı da göz ardı etmemek gerekir. Özellikle son yirmi yılda, GSMH içinde sanayi üretimin payı tarım sektörüne göre önemli artış göstermiştir. Sanayi sektöründeki bu büyümede, izlenen ekonomi politikalarının payı oldukça önemlidir. 1980 sonrası, uygulanan dışa açılma politikaları ile dış ticarete sağlanan liberalleşmeler de ekonomik gelişmeye ve sanayileşmeye önemli katkılar sağlamıştır. GSMH içinde tarım sektörünün payı düşerken, sanayi sektörünün payının sürekli olarak artması sanayileşmenin önemli göstergelerinden biri olarak kabul edilmektedir.

Türkiye’de uygulanan kalkınma planlarında sanayileşme ve kalkınma çabaları aynı doğrultuda birleştirilmiştir. Özellikle 1980 sonrası uygulanan kalkınma ve dış ticarete liberalleşme politikaları ile GSMH içinde sanayi sektörünün ve daha önce tarım ürünleri ağırlıklı olan ihracatta sanayi malarının payının artırılması hedeflenmiştir. Türk sanayisinin gelişmesini zorunlu kılan bir çok önemli gerekçe vardır. Öncelikle emek yoğun sanayilerde sağlanacak pozitif bir gelişme, istihdam yaratma amacına önemli katkılar sağlayabilir. Kore ve Tayvan gibi gelişmiş ve gelişmekte olan bazı ülkeler bu tecrübeyi yaşamışlardır. Aynı zamanda, tarım sektörünün yüksek nüfus artışının olduğu Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde işgücünün istihdamında yetersiz oluşu, işsizlikten kaçınmada sanayileşme politikasını alternatifsiz bırakmıştır. Ayrıca, tarımsal istihdamın mevsimsel hareketlere sahip olmasının yol açtığı eksik istihdam durumunun ve işgücü-istihdam istikrarsızlığının giderilmesi sanayi sektörünün geliştirilmesini zorunu kılmaktadır.

Belli bir zaman süresini gerektirmesi ve iklim koşullarından kolay etkilenmesi nedeniyle, tarım sektörünün üretim esnekliği düşüktür. Ayrıca tarımsal ürünlere yönelik talep de türetilmiş bir taleptir ve genellikle nihai mal talebinin küçük bir yüzdesini oluşturur. Arz ve talebin inelastik olması, ülke ekonomisinin uluslararası piyasalardaki istikrarsızlıklardan kolayca etkilenmesine yol açmaktadır. Örneğin, uluslararası piyasalarda görülen olumlu gelişmelerin avantajlarından yararlanma ve olumsuz gelişmelerin dezavantajlarından sakınma gibi esneklik gerektiren durumlarda başarısız kalınmaktadır. Tarım sektörüne olan yüksek bağımlılık aynı zamanda ticaret hadlerindeki bozulmada da önemli bir role sahiptir.

Sanayileşmede sağlayacağı gelişme ile, Türkiye’nin yüksek bir ekonomik büyüme hızını başarabileceği görüşü hayli tartışılmaktadır. Türkiye gelecekte yüksek

sürdürülebilir bir büyüme oranını gerçekleştirmek istiyorsa, bu büyümede sanayi sektörünün, özellikle de imalat sanayi sektörünün sürükleyici bir rol oynaması gereklidir. Teknolojik yatırımlarla desteklenen rekabetçi sanayileşme politikaları ile Türkiye sanayileşmede ve ekonomik büyümede başarılı olabilir ve sanayileşme, Türkiye’nin tarım sektörüne olan yüksek bağımlılığını azaltabilir. Bu görüş, sanayileşmenin ekonomik büyümeyle doğrudan etkilediği hipotezine dayalıdır.

Bu çalışmada Türkiye’de sanayileşme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye ampirik kanıt sağlamak için sanayileşme ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Sanayinin gelişmesi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi, iki nedenden dolayı önemlidir. Birincisi; bu ilişkinin bilinmesi, geleceğe yönelik politikaların oluşturulması için önemli ipuçları sağlar. Örneğin, sanayileşmenin ekonomik büyümeyi desteklemediği varsayılırsa, sanayileşme stratejisi ekonomik büyüme stratejisi ile çelişecektir. Diğer bir deyişle, sanayileşme stratejisi etkin bir strateji olmayacaktır. İkinci olarak, belirtilen bu nedensellik testi, ekonomik büyüme–sanayileşme ilişkisinde, sanayi sektörünün dışsal bir değişken olup olmadığını da tespit edilecektir.

## II. Ekonometrik Yöntem ve Sonuçlar

Sanayinin gelişmesi bir çok şekilde örneğin, toplam yatırım veya sermaye maliyetinden ölçülebilir. Fakat bu sanayi sektöründeki çıktıyı yansıtmadığı için yine de iyi bir ölçü değildir. Bunun yerine sanayideki gelişmenin sanayi sektörüne yapılan ilave katkı ile ölçülmesi daha uygundur. Bunun için Türkiye’de sanayi gelişimini temsilen sanayi üretim endeksi kullanılmaktadır. Bu endeks çeşitli sektörlerden elde edilen üretimi verir. Benzer şekilde, ekonomik büyüme, Gayri Safi Milli Hasılanın (GSMH) veya Gayri Safi Yurt İçi Hasılanın (GSYİH) büyüme oranları, ya reel ya da nominal terimleri ile ifade edilebilir. Bazı araştırmacılar ekonomik büyümeyi temsilen kişi başına gelir artışını kullanmışlardır. Bu çalışmada ekonominin büyüme ölçütü olarak GSMH (DİE, 1987=100, milyar TL), sanayi üretimi için Sanayi Üretim Endeksi (DİE, 1997=100) kullanılmıştır. Veriler 1987:2-2001:3 dönemi üçer aylık olup, TC Merkez Bankası web sayfasından derlenmiştir. Değişkenlerin büyüme oranları alındıktan sonra ekonometrik analizler uygulanmıştır.

Bu çalışmada değişkenlerin durağan olup olmadıklarını test etmek için Dickey-Fuller (DF) birim kök testleri kullanılmıştır (Tablo 1). Dickey-Fuller (1979, 1981) zaman serisinin durağanlığının belirlenmesinde (1) ve (2) nolu regresyon denklemlerinin kullanılmasını önermişlerdir.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Hata terimlerinde otokorelasyona yol açmayacak optimal gecikme sayısı AIC kriteri ile belirlendikten sonra hem trendli hem de trendsiz denklemlerde değişkenlerin 1. farkında durağan oldukları belirlenmiştir (SÜE~I(1), GSMH~I(1)).

**Tablo 1: Birim Kök (ADF) Testi (H<sub>0</sub>: α<sub>1</sub>=0)**

| Değişkenler | Trendsiz | <i>p</i> | Trendli | <i>p</i> |
|-------------|----------|----------|---------|----------|
|-------------|----------|----------|---------|----------|

|       |                     |    |                     |    |
|-------|---------------------|----|---------------------|----|
| SÜE   | -2.199              | 7  | -2.437              | 7  |
| GSMH  | -1.386              | 7  | -2.765              | 7  |
| ΔSÜE  | -4.347 <sup>a</sup> | 10 | -4.364 <sup>a</sup> | 10 |
| ΔGSMH | -4.465 <sup>a</sup> | 10 | -4.393 <sup>a</sup> | 10 |

%1, %5 ve %10 kritik tablo değerleri trendli modelde 4.14, 3.50, -3.18, trendsiz modelde 3.58, 2.93, 2.60'dır (Fuller, 1976).

a: %1 seviyesinde anlamlı. p: AIC'ye göre optimal gecikme uzunluğudur.

Nedensellik testinde Granger (1969, 1986) yöntemi yaygın olarak kullanılmaktadır. Granger nedensellik yönteminde değişkenlerin optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi önemlidir. Bu çalışmada Granger nedensellik ile Arshad (92/93) tarafından da kullanılan Hsiao'nun yaklaşımı kullanılarak SÜE ve GSMH arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Granger nedensellik testinde ve Hsiao yaklaşımında aşağıdaki denklemlerin optimal gecikme uzunluğu FPE kriteri ile belirlenmiştir.

Aşağıdaki denklemlerde  $\alpha$ ,  $\beta_i$ ,  $\lambda$ ,  $\delta_j$ ,  $v$ ,  $\gamma_i$ , ve  $\theta_j$  katsayıları; m ve n, p ve q gecikme dönemlerini; e hata terimini ve  $\Delta$  fark alma operatörünü göstermektedir.

$$\Delta \text{GSMH}_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \text{GSMH}_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta \text{GSMH}_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta \text{GSMH}_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta \text{SÜE}_{t-j} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta \text{SÜE}_t = \alpha + \sum_{i=1}^p v_i \Delta \text{SÜE}_{t-i} + e_t \quad (5)$$

$$\Delta \text{SÜE}_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \text{SÜE}_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \Delta \text{GSMH}_{t-j} + e_t \quad (6)$$

$$\text{FPE}(m) = \frac{T+m+1}{T-m-1} \frac{\sum e^2}{T} \quad (7)$$

$$\text{FPE}(m,n) = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \frac{\sum e^2}{T} \quad (8)$$

(3) nolu ekonomik büyüme denklemi için optimal gecikme uzunluğu (7) nolu FPE kriteri ile belirlendikten sonra, denklem (4)'te neden olduğu düşünülen SÜE değişkeni modele dahil edilerek (8) nolu FPE kriteri ile optimal gecikme uzunluğu bulunur. (3) nolu denklemde önce FPE(m) ve sonra (4) nolu denklemle FPE(m,n) belirlenir. Bu iki değer nispi büyüklüğü değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirler.  $\text{FPE}(m) > \text{FPE}(m,n)$  ise, sanayi üretiminin ekonomik büyümeye neden olmadığını ifade eden hipotez reddedilir. Tersisi durumda bu hipotez reddedilemez.

Bir sonraki aşamada değişkenlerin yeri değiştirilerek nedenselliğin diğer yönü aynı yöntemle belirlenir. Bu şekilde GSMH'den SÜE'ye nedenselliğin yönünün belirlenmesinde yukarıdaki (5) ve (6) nolu denklemler tahmin edilir. Her iki denklem için  $\text{FPE}(m) > \text{FPE}(m,n)$  ise nedensellik ilişkisinde geri beslemenin olduğu sonucuna varılır.

**Tablo 2: FPE Testi**

| Denklemler   | FPE   | Nedensel İlişkiler |
|--|-------|--------------------|
| $\Delta\text{GSMH}=\Delta\text{GSMH}(3)$                     | 31.20 | SÜE→GSMH           |
| $\Delta\text{GSMH}=\Delta\text{GSMH}(3)+\Delta\text{SÜE}(1)$ | 29.88 |                    |
| $\Delta\text{SÜE}=\Delta\text{SÜE}(3)$                       | 35.99 | GSMH→SÜE           |
| $\Delta\text{SÜE}=\Delta\text{SÜE}(3)+\Delta\text{GSMH}(2)$  | 29.23 |                    |

Parantez içindeki değerler FPE kriterine göre belirlenen optimal gecikme uzunluklarıdır.

Her denklem için hesaplanan FPE değerinin nispi büyüklüğü “Ekonomik Büyüme” ve “Sanayi Üretim Endeksi” arasındaki nedenselliğin yönünü belirler. Ekonomik büyümenin bağımlı değişken olarak belirlendiği birinci aşamada ekonomik büyüme ve sanayi üretim endeksi için hesaplanan optimal gecikme uzunlukları sırasıyla “üç” ve “bir” dir. Bu aşama ile ilgili tahmin sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Birinci denklem için hesaplanan FPE kriterinin (31.20) ikinci denklem için hesaplanandan (29.88) büyük olması sanayi üretim endeksinin ekonomik büyümeye neden olduğunun gösteren hipotezin reddedilemeyeceğine göstermektedir. Sanayi üretim endeksinin bağımlı değişken olarak belirlendiği ikinci aşamada ise optimal gecikme uzunlukları sırasıyla “üç” ve “iki” olarak belirlenmiştir. Bu aşama ile ilgili tahmin sonuçlarının verildiği Tablo 2’de, birinci denklem için hesaplanan FPE kriterinin (35.99) ikinci denklem için hesaplanandan (29.23) büyük olması birinci aşamadan elde edilen nedensellik ilişkisinin çift yönlü olduğunu göstermektedir.

Standart Granger nedensellik testinde Türkiye ekonomisine ait üçer aylık veriler kullanılarak EKK yöntemi ile (4) ve (6) nolu denklemler tahmin edilmiş ve hipotezler aşağıdaki gibi kurulmuştur.

- (a)  $H_0: \delta_j=0, j=1, \dots, n$  red ise SÜE değişkeni GSMH’nin nedenidir,  
 (b)  $H_0: \theta_j=0, j=1, \dots, q$  red ise GSMH değişkeni SÜE’nin nedenidir,  
 (c) (a) ve (b)’nin birlikte gerçekleşmesi durumunda çift yönlü bir nedensellik söz konusudur.

**Tablo 3: Granger Nedensellik Testi**

| Denklem                                    | F-testi          | Nedensel ilişkiler |   |
|--|------------------|--------------------|---|
| $\Delta\text{GSMH}(3)=\Delta\text{SÜE}(1)$ | $F(1,49)=4.09^b$ | SÜE→GSMH           | + |
| $\Delta\text{SÜE}(3)=\Delta\text{GSMH}(2)$ | $F(2,48)=7.83^a$ | GSMH→SÜE           | + |

a: %1; b: %5 seviyesinde anlamlı.

Tablo 3’te görüldüğü gibi her iki denklem için F istatistikleri anlamlı olduğundan  $H_0$  hipotezleri reddedilmiştir. Bu sonuç SÜE ve GSMH arasında çift yönlü ve pozitif bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir. Nedensellik testine ilave olarak, etkinin işaretine de belirlemek ayrıca önemlidir. Örneğin, sanayi gelişmesinin ekonomik büyümeye neden olduğu şeklinde bir nedensellik ilişkisi bulunursa, etkileşimin işaretinin pozitif olması durumunda ancak sanayi üretimi teşvik edilecek. Diğer bir deyişle SÜE değişkeninin katsayıları toplamı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır. Uygulanan nedensellik testleri iki değişken arasında pozitif ve karşılıklı bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir. Birinci farklarında durağan olan iki değişken arasındaki basit nedensellik ilişkisi Granger yöntemiyle yukarıda incelenmiştir. Ancak standart Granger nedensellik analizlerinin geçerli olabilmesi için iki değişken arasında bir koenteğrasyon ilişkisinin olmaması gerekmektedir (MacDonald-Kearney, 1987). Değişkenlerin koenteğre olmaları halinde Engle-Granger koenteğrasyon denkleminde elde edilen ECT (hata düzeltme

katsayısının)'nin modele alınmaması nedeniyle (4) ve (6) nolu denklemlerde spesifikasyon hatası yapılmış olacaktır.

İki zaman serisi durağan değil ancak bu değişkenlerin durağan doğrusal bir bileşimleri varsa koentegrasyon ilişkisinden söz edilir. Koentegrasyon analizi durağan olmayan zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisinin tahmin edilmesine yöneliktir. Koentegrasyonun varlığı değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir. Koentegrasyon analizinde Engle-Granger (1987) yaklaşımı yaygın kullanılmaktadır. Engle-Granger yöntemi aynı derecede durağan iki değişken arasındaki koentegrasyon analizine dayanır. GSMH ve SÜE değişkenleri I(1) olduğundan (9) nolu koentegrasyon denklemi kurularak hesaplanan hata terimleri aşağıdaki *SDF* ve *ADF* testleriyle analiz edilmiştir.  $a_1$  katsayısının anlamlı olması durumunda GSMH ve SÜE serilerinin koentegre olduğu kabul edilir. Granger (1986) koentegre değişkenler arasında tek yönlü de olsa bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ileri sürmüştür. Değişkenler arasında koentegrasyonun bulunması halinde koentegrasyon denkleminde elde edilen hata terimleri hata düzeltme modelinin tahmini için kullanılmaktadır. (9) nolu koentegrasyon denklemindeki değişkenlerin yeri değiştirilerek elde edilen hata terimleri ayrıca *SDF* ve *ADF* testleriyle analiz edilmiştir.

$$GSMH_t = \beta_0 + \beta_1 SÜE_t + e_t \quad (9)$$

$$SDF \Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

$$ADF \Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1} \hat{e}_{t-i} + v_t \quad (11)$$

**Tablo 4: Engle-Granger Koentegrasyon Testi**

| Denklemler          | p | t istatistikleri    |
|---------------------|---|---------------------|
| $GSMH_t = f(SÜE_t)$ | 0 | -10.53 <sup>a</sup> |
|                     | 2 | -3.65 <sup>c</sup>  |
| $SÜE_t = f(GSMH_t)$ | 0 | -12.94 <sup>a</sup> |
|                     | 3 | -3.56 <sup>c</sup>  |

a: %1; c: %10 seviyesinde anlamlı.

%1 ve %10 kritik tablo değerleri 4.32 ve 3.28'dir (Engle-Yoo, 1987).

Tablo 4'te görüldüğü gibi 1. farklarında durağan olan GSMH ve SÜE değişkenleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi Engle-Granger yöntemi ile incelenmiştir. Değişkenlerin koentegre olması durumunda EKK tahmincileri "süper-uyumlu" olacaktır. Koentegrasyon denkleminin hata terimleri ( $e_t$ ), birinci seviyelerinde durağan olan GSMH ve SÜE değişkenlerine göre bir alt seviyede yani seviyesinde durağan ise serilerin koentegre olduğuna karar verilir. Dickey-Fuller testini hata terimlerine uygulayarak bu serinin durağanlığı test edilir.

$H_0: a_1=0$  hipotezi reddedilirse hata terimleri serisinin birim kök içermediği ve GSMH ile SÜE değişkenlerinin koentegre olduğu kabul edilir. Tablo 4'te standart ve genişletilmiş Dickey-Fuller testleri birlikte uygulanmış ve iki değişkenin koentegre olduğu belirlenmiştir.

Hata düzeltme modeli (ECM), iki veya daha çok değişkenin uzun dönemde ortak bir trende sahip olmaları sonucu koentegre olduklarını kabul eder. ECM’de GSMH ve SÜE değişkenleri ilk farklarında durağan ve koentegre seriler olup,  $e_{t-1}$  koentegrasyon denkleminde elde edilen hata terimlerinin birinci gecikmesidir. ECM’de  $H_0$ : SÜE değişkeni GSMH’nin (GSMH değişkeni SÜE’nin) Granger anlamda nedeni değildir hipotezi,  $\delta_i$  ( $\theta_j$ ) katsayılarının grup halinde ve/veya  $e_{t-1}$ ’in  $\psi$  ( $\varpi$ ) katsayısının anlamlı olması durumunda reddedilir. Diğer bir anlamda standart Granger nedensellik analizinin aksine, SÜE değişkeninin gecikmeli katsayılarının anlamsız, ancak  $\psi$  katsayısının anlamlı olması durumunda da GSMH’nin SÜE’nin bir sonucu olduğu kabul edilir (Engle-Granger, 1987).

Hata düzeltme modeli çözümlemesinde  $\delta_i$ ,  $\theta_j$  katsayılarının F istatistikleri ile  $e_{t-1}$ ’in katsayılarının t istatistikleri anlamlı çıkmıştır. Bu modellere ait diagnostik istatistikler ve testler nedenselliğin çift yönlü (SÜE $\leftrightarrow$ GSMH) olduğunu göstermektedir (Tablo 5).

**Tablo 5: Hata Düzeltme Modeli Çözümlemesi**

| Denklemler   |
|--|
| $\Delta \text{GSMH}_t = \alpha + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta \text{GSMH}_{t-i} + \sum_{j=1}^3 \delta_j \Delta \text{SÜE}_{t-j} + \psi e_{t-1} + v_{1t}$    |
| $R^2=0.96 \quad \psi = (-3.22) = -12.42^a \quad F = F(3,47) = 52.42^a$   |
| $\Delta \text{SÜE}_t = \varphi + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta \text{SÜE}_{t-i} + \sum_{j=1}^2 \theta_j \Delta \text{GSMH}_{t-j} + \varpi e_{t-1} + v_{2t}$ |
| $R^2=0.89 \quad \varpi = -1.55 = (-5.72)^a \quad F = F(2,49) = 11.86^a$  |

a: %1’de anlamlı.

### III. Sonuç

Ekonomik büyüme ve sanayi üretim endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinin incelendiği bu çalışmada, sanayileşmenin ekonomik büyüme üzerinde bir etkisi olup olmadığı incelenmiştir. Bu amaçla değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmiştir. Basit ve genişletilmiş Granger nedensellik analizlerinde, büyüme ile sanayi üretim endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinin pozitif ve çift yönlü olduğu görülmüştür.

Böyle bir sonuç, ekonomik büyümenin hızlandırılmasında sanayi üretiminin artırılmasının önemli bir rol oynayacağı şeklindeki hipotezi desteklerken aynı zamanda ekonomik büyümeyle birlikte sanayi üretiminin de büyüme trendine gireceğini göstermektedir. Ekonomik büyüme ile sanayi üretiminin karşılıklı olarak birbirlerini besledikleri ve uzun dönemli bir ilişkiye sahip oldukları çalışmanın vurgulanması gereken temel sonucudur.

Bu analiz aynı zamanda ekonomik büyüme ile sanayi üretim endeksinin eş-anlı bir ilişki içerisinde olduklarını ifade etmektedir. Nedensellik ilişkisinin geri beslemeye sahip olması, her iki değişkenin de içsel olduğunu göstermektedir. Aralarında ilişki aranan değişkenleri etkileme potansiyeline sahip diğer tüm değişkenler modele katılmadığı için, analizden elde edilen sonuçlara dikkatle yaklaşmak gerekir. İlave açıklayıcı değişkenlerin modele dahil edilmesi GSMH ve SÜE değişkenleri arasındaki ilişkilerin daha spesifik belirlenmesini sağlayabilir.

**Referanslar**

- ARSHAD, N., (1992-93) Industrial development, growth and causality in Malaysia. *Indian Economic Journal*, 40, ss. 35-44.
- DICKEY, D. A. ve FULLER, W. A., (1979) Distribution of the estimators for an autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74, ss. 251-76.
- . (1981) Likelihood ratio statistics for an autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, ss. 1057-1072.
- DICKEY, D. A., WILLIAM, R. B. ve ROBERT, B. M., (1986) Unit roots in time series models: tests and implications. *The American Statistician*, January, ss. 12-26.
- ENGLE, R. F. ve GRANGER, C. W. J., (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, March, ss. 251-76.
- ENGLE, R. F. ve YOO, B. S., (1987) "Forecasting in co-integrated systems", *Journal of Econometrics*, 35, ss. 143-159.
- FULLER, W. A., (1976) *Introduction to statistical time series*. John Wiley and Sons.
- GRANGER, C. W. J., (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, ss. 424-438.
- . (1986) Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of economics and statistics*, August, ss. 213-228.
- KALDOR, N., (1966) Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom. Cambridge, Cambridge University Press.
- . (1968) Productivity and growth in manufacturing industry: a reply, *Economica*, November.
- MACDONALD, R. ve KEARNEY, C., (1987) On the specification of Granger-causality test using the cointegration methodology. *Economics Letters*, 25, ss. 149-153.