

Sanayi Sektörü İş Hacminin Ekonometrik Analizi*

Econometric Analysis of Industrial Sector Turnover

Yrd. Doç. Dr. S. Fatih Kostakoğlu

Öz

Ülkelerin üretim kapasiteleri içerisinde özel bir yeri olan sanayi sektörünün nitel ve nicel gelişimlerinin gözlenmesi ekonomik açıdan önemlidir. Bu açıdan bakıldığında, sanayi sektöründeki özellikle nicel gelişimin gözlenmesinde sektörün iş hacmi araştırması kullanılabilir. Sektörün iş hacminin zaman içerisinde izlediği seyrin değerlendirilmesi sektördeki satış miktarı ve ürün fiyatları konusunda bilgi sağlayacaktır. Bu çalışmada, TÜİK'den elde edilen 2005:1 ve 2014:12 arası dönemi kapsayan aylık sanayi sektörü ciro endeksi kullanılarak, bu serinin durağanlığı araştırılmıştır. Çalışmada sektörel iş hacminin izlediği patika ve sektöre uygulanacak politikaların etkinliğini analiz etmek için literatüre uygun kırılmalı ve kırılmasız birim kök analizlerine yer verilmiştir. Elde edilen bulgular sanayi sektörü ciro endeksinin durağan olmadığı yani dalgalanmaların kalıcı olduğunu ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler: Sanayi Sektörü, İş Hacmi, Birim Kök Analizi

Abstract

Qualitative and quantitative development of industrial Sector which has a special place in the country's production capacity is important in economic perspective. In this point of view, investigation of sector turnover can be used to watch especially industrial sector quantitative development. Evaluation of sector turnover progress in the course of time provides information about

quantity of sales and product prices. In this study, it is investigated stationarity of industrial sector turnover index using monthly data between 2005:1 and 2014:12 which is got TÜİK. In keeping with the literature, unit root tests which include structural break and no structural break are performed to analyze path of sectoral turnover and effectiveness of policies to be implemented. The findings display that industrial sector turnover index is non-stationarity, in other words, fluctuations are permanent.

Keywords: Industrial Sector, Turnover, Unit Root Analysis

Giriş

Mikro düzeyde ekonominin performansının ortaya konulmasında sektörel analizler önem arz etmektedir. Ülke ekonomilerine bakıldığında literatürle uyumlu olarak sanayi sektörünün analizi ön plana çıkmaktadır. Yarattığı katma değer ve ekonomik faaliyet içerisindeki yüksek payı sanayi sektörüne ilgiyi artırmaktadır. Sanayi üretim endeksi üzerine yapılan çok sayıda çalışma bulunmaktadır ve bu çalışmaların büyük kısmı sanayi üretim endeksi serisinin durağanlığını tartışmaktadır. Bunlar; Miron ve Romer (1990), Osborn, Heravi ve Birchenhall (1999), Bodo, Golinelli ve Parigi (2000), Picchetti ve Toledo (2002), Davis (2004), Bayar ve Tokpunar (2014), Tekin ve Akdi (2014), Alencar ve Rocha (2016) ..vb.. Sanayi

Yrd. Doç. Dr. S. Fatih Kostakoğlu, Anadolu Üniversitesi AÖF, sfkostakoglu@anadolu.edu.tr

* Bu çalışma Anadolu Uluslararası İktisat Kongresinde Özet Metin Olarak Sunulan "Sanayi Sektöründe Karlılık Eğilimi: Ekonometrik Bir analiz" başlıklı çalışmanın revize edilerek ve genişletilerek hazırlanmış halidir.

üretim endeksi serisinin özelliklerinin belirlenmesi, ekonomide kısa dönemde meydana gelen şokların etkilerinin kalıcı olup olmadığının belirlenmesi açısından önemlidir. Şokların etkilerinin analiz edilmesi ile ekonomi politika uygulamalarına da yön verilebilecektir.

Ekonomik serilerin zaman içerisindeki hareketlerinin yani zaman serisi özelliklerinin bilinmesi önemli ekonomi politikası ve teorik çıkarımların elde edilmesi için önemlidir. Literatürde sıklıkla, ekonomik zaman serilerin özelliklerinin belirlenmesinde birim kök testleri kullanılmakta ve elde edilen bulgular teorik temeller ve politik çıkarımları tartışmak üzere ortaya konulmaktadır. Literatürde ekonomik serilerin durağanlık özelliğini araştırmak üzere yapılmış çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bunlar: Greasley ve Oxley (1994), Holmes (2001), Hansen (2001), Kanas ve Genius (2005), Chang vd. (2006), Wang ve Tomek (2007), Güloğlu ve İvrendi (2010), Esen (2014) ..vb.. Bunların birçoğu makro ekonomik serilere odaklanırken, mikro ekonomik serilere odaklanan çalışma sayısı görece az kalmaktadır. Bu durum mikro ekonomik teoriden yola çıkan ve ampirik olarak politik önermeler sunan çalışmaların kısıtlı kalmasına neden olmaktadır.

Sanayi ciro endeksi, bu sektördeki iş hacminin belirlenmesi açısından önemlidir. Sanayi sektöründeki satışı gerçekleştirilen ürün miktarı ve ürün fiyatları hakkında gelecek projeksiyonların çizilmesi ve sektöre ilişkin politik uygulamalara ilişkin kapsamlı bir analiz yapılması için önemlidir. Bu çalışma, sanayi sektörü ciro endeksi serisinin zaman içerisindeki hareketini analiz etmeyi amaçlamaktadır. Bunun için zaman serilerinin özelliklerinin analizinde sıklıkla kullanılan birim kök testlerinden yararlanılacaktır. Ekonomik konjonktürde meydana gelen şoklar ekonomik serilerde kırılma yarattığından bu çalışma da hem kırılmasız hem de kırılmalı birim kök testleri kullanılarak istatistiksel ve iktisadi olarak etkin sonuçların ortaya konulması sağlanacaktır.

Yöntem

Ekonomik ve istatistiksel varsayımları dikkate alan etkin bir ekonometrik analiz için, kullanılacak ekonomik verinin trend davranışının bilinmesi önem arz etmektedir. Analiz edilecek ekonomik serinin trend içerip içermediği, varsa serinin içerdiği trendin de-

terministik mi yoksa stokastik mi olup olmadığının belirlenmesi gerekir. Ekonomik zaman serisi verileri genellikle bir trende sahiptir ve ortalamasına göre durağan olmayabilir. Bu durum seriye basit bir dönüşüm uygulanması ile giderilebilir (Vogelvang, 2005, s. 278).

Y_t şeklinde ifade edilen bir ekonomik seriyi ele alalım ve bu seri deterministik trend içersin:

$$Y_t = \delta_0 + \delta_1 t + u_t \quad u_t : \text{NID}(0, \sigma_u^2) \quad (I)$$

Denklem (I)'den de açıkça görüleceği gibi bu seri durağan bir seridir. Yani serinin geçmiş dönemdeki değerleri cari dönemdeki değerlerini etkilememektedir. Bu süreç trend içerilmesinden dolayı trend durağan bir süreç olarak adlandırılır. Hata terimi (u_t) normal dağılıma sahip, ortalaması sıfır ve sabit varyansa sahiptir. Böyle bir hata terimi beyaz gürültü hata terimi olarak isimlendirilir.

Serinin durağan olmadığı bir başka deyişle birim kök içerdiği bir durumu ise rassal yürüyüş sürecini kullanarak ortaya koyabiliriz. Basit bir rassal yürüyüş sürecini şu şekilde gösterebiliriz:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad u_t : \text{NID}(0, \sigma_u^2) \quad (II)$$

Denklem (II) basit bir rassal yürüyüş sürecidir ve basit süreç dikkat edilirse sabit terim içermemektedir. Bununla birlikte, bu sürece sabit terim eklenerek birikimli rassal yürüyüş süreci elde edilir. Birikimli rassal yürüyüş süreci ise:

$$Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + u_t \quad u_t : \text{NID}(0, \sigma_u^2) \quad (III)$$

Bu süreç durağan değildir çünkü $t \rightarrow \infty$, $\text{Var}(Y_t) = t\sigma_u^2$ gerçekleşir (Wang, 2003, s.15). Basit rassal yürüyüş sürecinde, Y_t gözlemlerinin birinci farkını alırsak rassal yürüyüş sürecini durağan hale getiririz:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad u_t : \text{NID}(0, \sigma_u^2) \quad (IV)$$

Y_t 'nin bu süreci fark durağan bir süreçtir. Ayrıca bu süreç birim kök süreci olarak da tanımlanır. Bununla birlikte, serinin farkı alınarak birikimli rassal yürüyüş süreci için de fark durağan süreç elde edilmiş olur.

Durağan olmayan bir rassal yürüyüş modeli ile durağan bir AR(1) süreci arasındaki en önemli fark; hata teriminde ortaya çıkan bir çok durağan olmayan süreçte bağımlı değişken üzerinde kalıcı etkilere sahip olunken, durağan olan süreçte bağımlı değişken üzerindeki etki zamanla kaybolur (Vogelvang, 2005, s.280).

Son yıllarda oldukça popüler olan ve sıklıkla serilerin durağanlığının test edilmesinde kullanılan yöntem birim kök testidir. Stokastik birim kök sürecini sabit olmayan rassal yürüyüş modeli ile ortaya koyabiliriz.

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad u_t : \text{NID}(0, \sigma_u^2) \quad (\text{V})$$

Hata terimi (u_t) normal dağılıma sahip, ortalaması sıfır ve sabit varyansa sahiptir ve beyaz gürültü hata terimidir. Burada; eğer $\phi=1$ ise, birim kök durumudur. Yani bu süreç durağan olmayan stokastik bir sürece işaret eder (Gujarati, 2004, s. 814).

Teorik ve uygulama kolaylığından dolayı denklem (V)'in her iki tarafından Y_{t-1} çıkarılarak bir manipülasyon gerçekleştirilirse:

$$Y_t - Y_{t-1} = \phi Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \eta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{VI})$$

$$\text{Rassal Yürüyüş: } \Delta Y_t = \eta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{VII})$$

$$\text{Sabit Terimli Rassal Yürüyüş: } \Delta Y_t = \beta_0 + \eta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{VIII})$$

$$\text{Trend ve Sabit Terimli Rassal Yürüyüş: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \eta Y_{t-1} + u_t \quad (\text{IX})$$

Bu üç durumun her birinde boş hipotez $\eta=0$ yani birim kök vardır bir başka deyişle seri durağan değildir. Alternatif hipotez ise $\eta < 0$ yani birim kök yoktur bir başka deyişle seri durağandır. Boş hipotezi reddedilmesi durumunda Y_t için şu yorumlar getirilir; rassal yürüyüş süreci için sıfır ortalama ile durağandır, sabit terimli rassal yürüyüş süreci için sıfır olmayan ortalama ile durağandır ve trend ve sabit terimli rassal yürüyüş için ise trend etrafında durağandır (Gujarati, 2004, s. 815). DF birim kök testleri, her üç durumda da hata terimi u_t 'nin korelasyon içermediğini yani hata terimlerinin birbirleri ile ilişkili olmadığını varsayar.

Denklem (VI) gibi bir süreç elde edilir. Uygulamada ve paket programlarda denklem (V) yerine denklem (VI) tahmin edilir ve $\eta=0$ boş hipotezi altında test gerçekleştirilir. Eğer $\eta=0$ ise, bunun anlamı $\phi=1$ demektir ve bu sonuç birim kökün varlığına işaret eder. Bir başka deyişle, test edilen ekonomik seri durağan değildir.

Birim kök testinde, boş hipotez; $\eta=0$ ($\phi=1$) altında, Y_{t-1} katsayısının tahmin edilen t değeri örneklem büyük dahi olsa t dağılım göstermez yani bu değer asimptotik normal dağılım göstermez. Dickey ve Fuller, $\eta=0$ boş hipotezi altında denklem (VI) Y_{t-1} katsayısının tahmin edilen t değerinin τ (tau) istatistiğini takip ettiğini göstermiş ve Monte- Carlo simülasyonları ile de tau istatistiğinin kritik değer tablosunu üretmişlerdir. Paket programlar da Dickey ve Fuller'in ortaya koymuş olduğu kritik değer tablosunun MacKinnon tarafından geliştirilmiş halini kullanırlar (Gujarati, 2004, s. 815).

Dickey ve Fuller Birim Kök Testi (DF)

Dickey ve Fuller (1979)'in ortaya koyduğu birim kök testi üç farklı formda tahmin edilebilir. Bunlar; sadece bir AR(1) süreci olarak, sabit terimle birlikte bir AR(1) süreci olarak ve trend içeren sabit terimle birlikte bir AR(1) süreci olarak sıralanabilir:

Genişletilmiş Dickey ve Fuller Birim Kök Testi (ADF)

DF birim kök testi bir AR(1) sürecidir yani basit bir rassal yürüyüş sürecidir. Ancak hata terimleri genellikle otokorelasyon içerir ve bu sebeple DF testine ΔY_t 'nin gecikmelerinin eklenmesi gerekir. Böylece hata terimlerinin beyaz gürültü özelliği göstermesi sağlanabilir. Bu durumu dikkate alan Dickey ve Fuller (1981) temel testlerini revize etmişler ve genişletilmiş Dickey- Fuller birim kök testini ortaya koymuşlardır. Ortaya konulan bu yeni süreç hata terimlerinin arasında ortaya çıkabilecek olası otokorelasyon sorunu gideren bir yapıdadır (Wang, 2003, s. 16).

Bu yeni test temel Dickey ve Fuller birim kök testinde kullanılan üç denkleme bağımlı değişken ΔY_t 'nin gecikmelerinin eklenmesinden oluşmaktadır ve hata terimi (u_t) beyaz gürültü özelliğindedir yani normal dağılıma sahip, ortalaması sıfır ve sabit varyansa sahiptir:

$$\Delta Y_t = \eta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (X)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \eta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (XI)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \eta Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (XII)$$

ΔY_t 'nin modele dahil edilecek gecikme sayısı, hata terimindeki otokorelasyonu ortadan kaldıracak sayıda belirlenir. Boş hipotez temel DF test ile aynıdır, $\eta=0$ yani birim kök vardır ve alternatif hipotez birim kök yoktur yani seri durağandır şeklindedir. DF testin genişletilmiş bu versiyonunda (ADF) asimptotik normal dağılım göstermez. ADF birim kök testi de standart olmayan sınırlı dağılıma sahiptir. Kısıtlı dağılım modelde içerilen deterministik terimlere bağlıdır. Bu nedenle sabitli ve trend modellerde farklı kritik değerler kullanılır. Bundan dolayı aynı kritik değerler bu genişletilmiş versiyon içinde kullanılır (Lütkepohl ve Kratzig, 2004, s. 54-55).

Philips- Perron Birim Kök Testi (PP)

ADF birim kök testi hata teriminin de ortaya çıkabilecek muhtemel korelasyonu önlemek için modele gecikmeli fark terimlerini ekleyerek bu sorunu gidermiştir. Philips-Perron (1988) ise non- parametrik istatistiksel metotları kullanarak hata terimindeki ortaya çıkması muhtemel korelasyonları dikkate alan bir yöntem geliştirmiştir. ADF ve PP birim kök testleri hata terimlerinin içerdiği otokorelasyonu dikkate almak için izledikleri değişik yaklaşımlardan dolayı ayrışır. Ayrıca düşük frekanslı verilerde PP birim kök testi ADF birim kök teste göre daha etkindir (Choi ve Chung, 1995, s. 133-134). Philips- Perron (1988) birim kök testinin asimptotik dağılımları genişletilmiş Dickey- Fuller Test istatistiği ile aynıdır yani MacKinon kritik değer tablosu kullanılmaktadır.

ADF testi ve PP birim kök testleri serinin sahip olacağı muhtemel rejim değişikliği ya da bir başka deyişle

kırılmaları dikkate almazlar. Bu açıdan bakıldığında zaman serisi verileri ile çalışılırken kırılmaya dikkate alan birim köklerin de kullanılması yapılan analizin güvenilirliğini güçlendirecektir.

Perron Kırılmalı Birim Kök Testi

Perron (1989), standart birim kök testlerinin yapısal kırılmayı dikkate almamasından dolayı birim kökün varlığını gösteren boş hipotezi kabul etme eğiliminde olduklarını ileri sürmüştür. Yani serinin durağan olduğu halde durağan olmadığı yönünde sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Bu sorunu gözlemleyenlerden biri olan Perron (1989), ekonomik serilerde birim kökün varlığı ve şokların etkilerinin kalıcı olup olmadığı hususunu detaylı bir biçimde tartışmıştır. Perron'a göre, ekonomik zaman serileri birçoğu birim kök içermekte ve şokların etkileri de kalıcı olmamaktadır. Perron (1989) serilerin kırılma içerdiğini kabul etmiş ve bunları dışsal olarak sürece dahil eden bir test geliştirmiştir. Bu test sürecini ADF birim kök testi hem sabit hem de trend içeren modelini baz alarak ortaya koyabiliriz. Denklem (XII)'yi temel alan Perron burada trend değişkenini şu şekilde almıştır (Byrne ve Perman, 2006, s. 5):

$$t = t_0 + t_0^s d_{tTB} + t_1 z + t_1^s (z-TB) d_{tTB} \quad (XIII)$$

$$DT_t = \begin{cases} 0 & \text{ise } t < TB \\ 1 & \text{eğer } TB \leq t \end{cases}$$

TB, kırılma tarihini göstermektedir ve burada modelin sabit ve deterministik trend içerdiği varsayılmıştır. Sadece sabitte kırılma olduğunda denklem (XIII)'de

$t_1^s = 0$ olur ve t_0 sıfırdan farklıdır. Sadece eğimde kırılma olduğunda denklem (XIII)'de $t_0^s = 0$ olur ve t_1 sıfırdan farklıdır. Boş hipotez, kırılma ile beraber birim kök olduğu yönünde iken, alternatif hipotez kırılma altında trend durağan sürece işaret eder.

Perron elde ettiği bulgular, birçok serinin birim kök içermediği ancak yapısal kırılma içeren trend durağan seriler olduğunu ileri sürmüştür (Enders, 2004, s. 205). Perron (1990), zaman serileri görsel olarak incelendiğinde genellikle serilerin kırılma içerdiğinin gözleneceğini ileri sürmüştür. Dolayısıyla, bu seriler incelenirken kırılmalı birim kök analizlerinden yararlanılmalıdır.

Zivot- Andrews Kırılmalı Birim Kök Testi

Zivot-Andrews (1992), zaman serilerinin kırılmalar içerdiğini dikkate alan bir test geliştirmiştir ancak Perron (1990) aksine geliştirdiği birim kök modeline kırılmaları içsel olarak dahil etmiştir. Zivot-Andrews tarafından geliştirilen birim kök test süreci de üç farklı durum üzerinden ele alınmıştır. Bu üç farklı süreci şu şekilde ifade edebiliriz: ilki modelin ortalamada kırılma olma durumunu göz önünde bulunduran ve bundan dolayı sabit terim kukla değişkenini

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \eta Y_{t-1} + \beta_1 t + \omega DC_t + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Süreç I}) \quad (\text{XIV})$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \eta Y_{t-1} + \beta_1 t + \alpha DT_t + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Süreç II}) \quad (\text{XV})$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \eta Y_{t-1} + \beta_1 t + \omega DC_t + \alpha DT_t + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Süreç III}) \quad (\text{XVI})$$

$$DC_t = \begin{cases} t > TB \text{ eğer } 1 \\ \text{değil ise } 0 \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t > TB \text{ eğer } 1-TB \\ \text{değil ise } 0 \end{cases}$$

Zivot-Andrews birim kök testi de diğer birim kök testlerinde olduğu gibi boş ve alternatif hipotezlere sahiptir ve değerlendirme Y_{t-1} katsayısına bakılarak yapılır. Bu test, zaman serisinin tüm noktalarını olası bir kırılma noktası olarak modeller. Süreç sıralı bir regresyon tahmini gerçekleştirir ve her bir tahmin için bir istatistik hesaplar. Elde edilen bu istatistiklerden en küçük olan nokta kırılma zamanı olarak alınır. Ampirik çalışmalarda yaygın olarak tercih edilen III numaralı süreçtir.

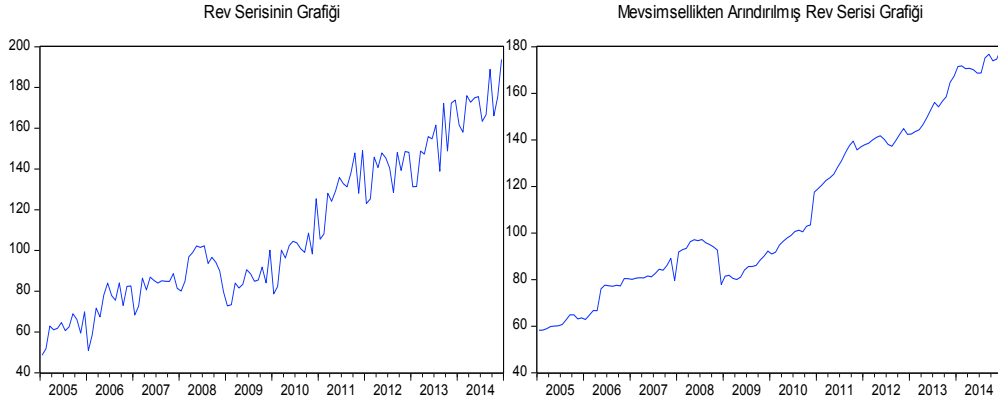
Veri Seti ve Ampirik Sonuçlar

Ekonomik zaman serilerinin durağanlık özelliklerini araştıran bu çalışmada kullanılan veri seti Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından yayınlanan sanayi ciro endeksidir. Analiz edilecek veriler TÜİK

(DC_t) içeren süreç; diğeri zaman serisinin eğiminde kırılma olması durumunu dikkate alan ve bundan dolayı eğitim kukla değişkenini (DT_t) içeren süreç ve üçüncüsü ise her iki durumun kombine edilmiş hali olan yani serinin hem ortalamasında hem de eğimde kırılma içerdiğini dikkate alan ve bu sebeple hem sabit hem de eğitim kuklası içeren süreçtir (Apergis, Katrakilidis ve Tabakis, 2000, s. 600). Bu üç süreç şu şekilde ifade edilebilir:

veri tabanından 2005:1 ve 2014:12 arası dönemi kapsayan aylık verilerdir ve 1 gözlemden oluşmaktadır. Bu gözlem sayısı analizin etkin gerçekleştirilmesi için yeterlidir.

İlk olarak serilerin görsel incelemesi yapılmıştır. Bunun için yatay ekseninde tarih ve dikey ekseninde endeksin değerini gösterecek şekilde serinin grafiği çizilmiştir. Bu grafikler, serinin 2008 döneminde belirgin bir kırılma içerdiği yani rejim değiştirdiği yönündedir. Ayrıca grafik 1'de sunulan iki grafikten sol taraftaki serinin mevsimsellikten arındırılmamış halini ifade ederken, sağ taraftaki serinin mevsimsellikten arındırılmış halidir. Mevsimselliğin varlığında analizin gerçekleştirilmesinin bazı istatistiksel sakıncaları olabilir. Bunlardan kurtulmak için mevsimsellikten arındırılmış seri ile analiz gerçekleştirilmiştir.



Grafik 1. Serinin Görünümü

Kırılmayı dikkate almayan birim kök testler ile yapılan sonuçlar hem genişletilmiş Dickey- Fuller testinde hem de Philips- Perron testinde serinin birim kök içerdiği sonucunu ortaya koymaktadır. Serinin kırılmayı dikkate alan Perron ve Zivot Andrews birim kök test sonuçları da aynı şekilde serinin birim kök içerdiği boş hipotezini kabul etmektedir. Serinin birim kök içermesi durağan olmayan bir sürecin varlığını ortaya koyar. Yani ortaya çıkacak herhangi bir şokun

etkileri kalıcı olmaktadır. Serinin durağan hale getirilmesi için gerçekleştirilmesi gereken işlem ise serinin farkının alınmasıdır. Farkı alınan seri için elde edilen test sonuçları da yine tablo 1'de sunulmaktadır. Elde edilen sonuçlar serinin hem kırılmayı dikkate almayan hem de dikkate alan modellerde farkında durağanlaştığı yönündedir. Sonuç olarak sanayi ciro endeksi serisi ilgili dönemde fark durağan bir seridir.

Tablo 1. Birim Kök Test Sonuçları

Düzeylerinde Serinin Birim Kök Sınama Sonuçları				
Rev Serisi Birim Kök Sınaması Sonuçları				
	ADF	PP	Perron	Z-A
Trendli ve Sabitli	-1,63 [-3,44]	-1,63 [-3,44]	4,57 [-5,59]	-4,53 [-5,08]
Sabitli	0,52 [-2,88]	0,58 [-2,88]	-3,73 [-5,23]	-3,71 [-4,93]
Farklarında Serinin Birim Kök Sınama Sonuçları				
Rev Serisi Birim Kök Sınaması Sonuçları				
	ADF	PP	Perron	Z-A
Trendli ve Sabitli	-11,55 [-3,16]	-11,55 [-3,44]	-13,58 [-5,59]	-12 [-5,08]
Sabitli	-11,49 [-2,88]	-11,51 [-2,88]	-13,62 [-5,23]	-11,93 [-4,93]

Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlam düzeyi kritik değerleridir.

Sonuç

Sanayi ciro endeksi, sektörün iş hacmini yansıtması bakımından önemlidir. İş hacmini yansıtan sanayi sektörü ciro endeksi, ilgili sektördeki satışlar ve ürün fiyatları ile yakından ilişkilidir. Bu ilişki sektörün üretim miktarı hakkında çıkarımda bulunulmasına yardımcı olur. Ayrıca ham madde ve emtia fiyatlarının etkilerinin analiz edilmesine katkı sağlar. Sanayi sektörü ciro endeksinin analiz edildiği bu çalışmada, bu serinin hem kırılmalı birim kök testlere göre hem de kırılmasız birim kök test sonuçlarına göre ilgili dönemde durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Serinin durağan olmaması, ortaya çıkan şokların etkilerinin kalıcı olduğunu göstermektedir. Bu sonuç farklı açılardan yorumlanabilir. Serinin durağan olmaması ve grafiği göz önüne alındığında bu endeksin yukarı yönlü hareket ettiği görülmektedir. Yani endeks ilgili dönemde pozitif yönde hareket etmektedir. Bu durum sektördeki üretimin ve satışların artmasından kaynaklanabileceği gibi ürün ve emtia fiyatlarındaki artıştan da kaynaklanabilir. Bu ayrıştırmanın daha detaylı ortaya konulması ileri de yapılacak çalışmaların konusu olacaktır. Sonuçta, çalışmada elde edilen bulgular sanayi sektörü cirosunun uygulanacak politikalar ile etkilenebileceği ancak bu etkilerin daha çok üretim miktarında artışı sağlayacak politik uygulamalar olması ekonomik performans ve refah açısından olumlu olacaktır. Aksi takdirde bu şoklar sonucunda yaratılan etkilerin sadece fiyat tarafından gelmesinin olumsuz etkileri daha fazla olacaktır.

Kaynakça

- Alencar, A.P. & Rocha, F. M. M. (2016). Forecasting Brazilian Industrial Production Index with Level and Trend Change After Crisis and SARIMA Models. *International Journal of Statistics & Economics*, 17(1), 22-29.
- Apergis, N., Katrakilidis, K. P. & Tanakis, N. M. (2000). Current Account Deficit Sustainability: The Case of Greece. *Applied Economics Letters*, 7 (9), 599-603.
- Bayar, G. & Tokpunar, S. (2014). Türkiye İmalat Sanayi Alt Sektörleri Üretimini Belirleyicileri- Panel Veri Analizi. *Business and Economics Research Journal*, 5(1), 67-85.
- Bodo, G., Golinelli, R. & Parigi, G. (2000). Forecasting Industrial Production in the Euro Area. *Empirical Economics*, 25 (4), 541-561.
- Byrne, J. P. & Perman, R. (2006). Unit Root and Structural Breaks: A Survey of the Literature. Erişim Tarihi: 01.05.2015, Erişim Adresi: http://www.soft-tissue-research.org/media/media_219103_en.pdf.
- Chang, T., Chang, H., Chu, H. & Wei, C. (2006). Is per capita Real GDP Stationary in African Countries? Evidence From Panel SURADF test, *Applied Economics Letters*, 13, 1003-1008.
- Choi, I. & Chung, B. S. (1995). Sampling Frequency and Power of Tests for a Unit Root: A Simulation Study. *Economics Letter*, 49(2), 131-136.
- Davis, J. H. (2004). An Annual Index of U.S. Industrial Production, 1790-1915. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1177-1215.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit root. *Econometrica*. 49 (4), 1057-1072.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (Second Edition). Wiley.
- Esen, E. (2014). Reel Çıktıdaki Dalgalanmalar Geçici mi yoksa Kalıcı mı? OECD Ülkeleri için Bir Panel Veri Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 9 (2), 7-23.
- Greasley, D. & Oxley, L. (1994). Structural Change and Unit Root Testing: British Industrial Production 1700-1913. *Applied Economics Letters*, 1(3), 39-40.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics* (Fourth Edition). The McGraw- Hill Companies.

- Güloğlu, B. & Ivrendi, M. (2010). Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America. *Applied Economics Letters*, 17 (4), 381-386.
- Hansen, B. E. (2001). The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U. S. Labor Productivity. *Journal of Economics Perspectives*, 15 (4), 117-128.
- Holmes, M. J. (2001). New Evidence on Real Exchange Rate Stationarity and Purchasing Power Parity in Less Developed Countries. *Journal of Macroeconomics*, 23 (4), 601- 614.
- Kanas, A. & Genius, M. (2005). Regime (non)stationarity in the US/UK real Exchange Rate. *Economics Letter*, 87 (3), 407-413.
- Lütkepohl, H. & Kratzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.
- Miron, J. A. & Romer, C. D. (1990). A New Monthly Index of Industrial Production, 1884-1940. *The Journal of Economic History*, 50 (2), 321-337.
- Osborn, D. R., Heravi, S. & Birchenhall, C. R. (1999). Seasonal Unit Roots and Forecasts of Two Digit European Industrial Production. *International Journal of Forecasting*, 15(1), 27-47.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- Perron, P. (1990). Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 153-162.
- Philips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Picchetti, P. & Toledo, C. (2002). Estimating and Interpreting a Common Stochastic Component for the Brazilian Industrial Production Index. *Revista Brasileira de Economia*, 56(1), 107-120.
- Tekin, K. & Akdi, Y. (2014). Mevsimsel Birim Kök Testleri: Türkiye Sanayi Üretim Endeksi Üzerine Bir Uygulama. *Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(1), 20-37.
- Vogelvang, B. (2005). *Econometrics: Theory and Applications with E-views*. Pearson Education.
- Wang, P. (2003). *Financial Econometrics: Methods and Models*. Routledge.
- Wang, D. & Tomek, W. G. (2007). Commodity Prices and Unit Root Tests. *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4), 873-889.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 25-44.