İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

BİLGESEL

İktisat İşletme ve Finans 28 (328) 2013 : 51-66

www.iif.com.tr

doi: 10.3848/iif.2013.328.3751

iif İKTİSAT İŞLETME VE FİNANS

Sanayi Üretim Endeksinin Durağanlık Özellikleri

Hasan Murat Ertuğrul [(a)] *Uğur Soytaş* [(b)]

1 Kasım 2012 tarihinde alındı; 30 Ocak 2013'de revize edildi;
22 Şubat 2013 tarihinde kabul edildi.

Özet

Aylık sanayi üretim endeksi, hem politika yapıcılar hem de akademisyenler tarafından ekonometrik tahminlerde oldukça sık kullanılan bir zaman serisidir. Bu makalede, düzey, logaritmik, mevsimsellikten arındırılmış düzey ve mevsimsellikten arındırılmış logaritmik Türkiye sanayi endeksinin (TUİK) durağanlık özellikleri hem geleneksel hem de düşük örneklem sayılarında daha güçlü birim kök sınamaları ile incelenmiştir. Buna ek olarak içsel olarak yapısal kırılmaları hesaba katan birim kök sınamaları uygulanmıştır. Geleneksel sınamalar ile göreceli olarak yeni sınamaların sonuçları birbiriyle çelişmektedir. Ayrıca seride yapısal kırılmalar söz konusudur. Bu nedenlerle geleneksel birim kök sınama sonuçlarına dayanarak yapılan model seçimleri ve bu model sonuçlarından yapılan politika çıkarımları doğru olmayabilir. Bu çalışma, Türkiye aylık sanayi endeksi kullanan çalışmalara, endeksin durağanlık özelliklerini değerlendirme aşamasında yön gösterici rol oynayabilir.

Anahtar Kelimeler: *Sanayi Üretim Endeksi, Durağanlık Sınamaları, Yapısal Kırılmalar .*

JEL Sınıflaması: *C53, E23.*

Abstract. The Stationarity Properties of the Industrial Production Index

Both policy makers and scholars frequently use monthly industrial production index series in their econometric predictions. In this paper, the stationarity properties of level, logarithm, seasonally adjusted level and seasonally adjusted logarithm of the Turkish industrial production index (TUIK) are investigated using both traditional unit root tests and unit root tests that have more power in small samples. Additionally, unit root tests that determine structural breaks endogenously are also employed. The traditional and relatively more recent tests seem to contradict each other. Furthermore, there are structural breaks in the series. Therefore, model choices based on traditional unit root tests and policy implications derived from such models may not be correct. This study can help studies that employ the Turkish industrial production index in assessing the stationarity properties of the index.

Keywords: *Industrial Production Index, Stationarity Tests, Structural Breaks.*

JEL Classification: *C53, E23.*

(a) Hazine Müsteşarlığı, Kamu Sermayeli Kuruluş ve İşletmeler Genel Müdürlüğü, İnönü Bulvarı No:36 06510 Emek/ Ankara.
E-posta: murat.ertugrul@hazine.gov.tr
(b) Ortadoğu Teknik Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, İnönü Bulvarı, 06800 Çankaya/ Ankara
E-posta: soytas@metu.edu.tr

2011© Her hakkı saklıdır. All rights reserved.

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

I. Giriş

Aylık sanayi üretim endeksi politika yapıcılar tarafından ekonominin şu anki durumunu izlemek ve politika oluştururken yakın gelecek için çıkarımlarda bulunmak için sık sık kullanılan bir araçtır. Yetersiz serbestlik derecesi problemine düşmemek için büyüme modelleri tahmini yapan çalışmalarda da ekonomik büyüme yerine kullanılır. Sık kullanıldığı bir diğer alan da büyüme ile diğer ekonomik değişkenler (döviz kuru, petrol fiyatı, hisse senedi fiyatları gibi) arasındaki kısa dönemli ilişkilerin irdelendiği yazındır. Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda farklı modeller kapsamında ve farklı zaman aralıklarında sanayi üretim endeksi kullanılmıştır (örneğin Barışık ve Yayar, 2012; Coşar ve Demirhan, 2013; Çetin, 2005) . Hangi yazında kullanılırsa kullanılsın, sanayi üretim endeksinin durağanlık ve kırılma özellikleri dikkate alınmalıdır. Aslında birçok makalede, sanayi üretim endeksinin durağanlığı, geleneksel birim kök sınamaları ile irdelenmiş ve bu bulgular ışığında serinin bütünleşme seviyesi belirlenmiştir. Zaman serisi analizi için serilerin durağanlığının doğru analiz edilmesi çok önemlidir. Eğer bir zaman serisi durağan ise ortalaması, varyansı ve ortak varyansı, dönemden bağımsız olarak aynı kalmaktadır. Eğer seriler durağan değilse; serinin varyansı zaman içinde değişiklik gösterecektir (Gujarati, 2003).

EKK (en küçük kareler) tahmincisi y_t ile y_{t-1} arasındaki ortak varyansın y_t'nin varyansına oranı olduğundan, t sonsuza giderken y_t serisinin varyansı da sonsuza gidecektir. EKK tahmincisi ρ'nın gerçek otoregresif parametre $\rho = 1$ iken asimtotik normal dağılımı yoktur. Dolayısıyla standart t ve F testleri kullanılamamaktadır (Enders, 2004, Maddala ve Kim, 1998). Seriler durağan olduğu zaman şoklar geçici olur, şokların etkisi zamanla kaybolur ve seriler uzun dönem ortalama seviyelerine geri dönerler. Seriler durağan olmadığında ise sürekli bileşene sahiptirler. Durağan olmayan bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zamana bağlıdır (Enders, 2004).

Geleneksel birim kök sınamaları, düşük serbestlik derecelerinde düşük güce sahip olduklarından, özellikle gözlem sayısının az olduğu durumlarda durağanlığın geleneksel sınamalarla incelenmesi yanlış yorumlara yol açabilir. Aslında durağan olmayan bir seri durağanmış gibi analizlerde kullanılıyor olabilir. Ya da durağan bir seride birim kök varmış gibi o serinin farkı alınarak ve dolayısıyla gözlem kaybedilerek analizde kullanılıyor olabilir. Geleneksel sınamaların dikkate almadığı bir husus daha vardır. Serilerde bulunan bir ya da daha fazla sayıda yapısal kırılma nedeniyle geleneksel sınamalar serilerin durağanlığını yanlış değerlendiriyor olabilir. Bu yüzden, özellikle üretim endeksi gibi yapısal kırılmalara açık ekonomik serilerde birim kök sınamaları yapısal kırılmaları da hesaba katmalıdır.

Bu makalede, düzey, logaritmik, mevsimsellikten arındırılmış düzey ve mevsimsellikten arındırılmış logaritmik Türkiye sanayi üretim endeksinin

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

durağanlık özellikleri hem geleneksel hem de düşük örneklem sayılarında daha güçlü birim kök sınamaları ile incelenmiştir. Buna ek olarak içsel olarak yapısal kırılmaları hesaba katan birim kök sınamaları uygulanmıştır. Geleneksel sınamalar ile göreceli olarak yeni sınamaların sonuçları birbiriyle çelişmektedir. Ayrıca seride yapısal kırılmalar söz konusudur. Bu nedenlerle geleneksel birim kök sınama sonuçlarına dayanarak yapılan model seçimleri ve bu model sonuçlarından yapılan politika çıkarımları doğru olmayabilir. Bu makale, Türkiye aylık sanayi endeksi kullanan çalışmalara, endeksin durağanlık özelliklerini değerlendirme aşamasında yön gösterici rol oynayabilir.

Çalışmanın giriş bölümünü izleyen ikinci bölümünde literatürde sanayi üretim endeksini kullanan çalışmalara yer verilmiş, üçüncü bölümde bu çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem açıklanmış, dördüncü bölümde ise çalışmanın bulguları paylaşılmıştır. Sonuç bölümü olan beşinci bölümde ise elde edilen genel sonuçlar değerlendirilmektedir.

II. Sanayi üretim endeksi kullanılan çalışmalar

Bu kısımda son dönemde sanayi üretim endeksi kullanan çalışmalara yer verilmiştir. Literatürde endeksin düzey, logaritmik ve mevsimsellikten arındırılmış halleri farklı dönemleri kapsayarak kullanılmıştır. Genellikle aylık endeks verileri kullanılsa da Temurlenk ve Oltulular (2007) gibi 3 aylık verileri kullanan çalışmalar da vardır. Temurlenk ve Oltulular (2008) 1987:Q1-2006:Q1 aralığında, mevsimsellikten arındırılmış ve doğal logaritması alınmış 3 aylık endeks verisi dahil temel makroekonomik göstergelerinin bütünleşme seviyelerini araştırmak için kullanmıştır. Bu çalışmada yer alan tüm birim kök sınamaları kullanılmış ve bir birim kök sınaması haricinde endeks serisinin birinci farkının durağan olduğu ortaya konmuştur. Alp (2009) 1987:01-2007:10 dönemi için logaritması alınmış aylık endeksin ADF, KPSS, DFGLS, Ng-Peron MZ_a, MZ_t, MSB ve MPT sınamalarına göre I(1) olduğunu ortaya koymuştur. Alp (2009) ayrıca serinin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olabileceğini vurgulamıştır.

Sarı ve Soytaş (2005) 1986:1-2000:12 döneminde, Kırbaş-Kasman (2006) ise 1986:01-2003:12 döneminde makroekonomik değişkenler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İki çalışmada da kullanılan makroekonomik değişkenlerden birisi aylık sanayi üretim endeksinin logaritmasıdır. Kapsanan dönem içerisinde iki çalışmada da ADF sınama sonuçlarına göre bu değişken I(1) bulunmuştur. Sarı ve Soytaş (2006) petrol fiyatları, hisse senedi fiyatları, faiz ve üretim ilişkisini 1987:01 - 2004:03 dönemi için incelerken, aylık endeksin logaritmasını kullanmıştır. Seri hem ADF sınamasına göre, hem de marjinal olsa da KPSS'ye göre I(1) olarak değerlendirilmiştir. Enflasyon belirsizliği ile üretim arasındaki ilişkiyi

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

inceleyen Hasanov (2008) üretim değişkeni olarak 1986:04-2006:05 dönemi için aylık sanayi üretim endeksini düzey olarak kullanmıştır. Çalışılan dönem içerisinde seri ADF'ye göre I(1) yapısal kırılmayı hesaba katan Zivot-Andrews ve Lumsdain-Pappel sınamalarına göre düzeyde durağan bulunmuştur. Büyükakın et al. (2009) parasal aktarım mekanizmasının reel aktivite üzerine etkisini 1990:01-2007:09 dönemi için incelerken, reel ekonomik aktivite için aylık sanayi üretim endeksinin logaritmasını kullanmıştır. Sadece ADF ve Zivot-Andrews sınamasına yer verilmiş ve seri sırasıyla birinci farkta durağan ve düzeyde durağan bulunmuştur. İhracatın büyümeye etkisini çalışan Bilgin ve Şahbaz (2009) 1987-2007 arası ekonomik aktiviteyi mevsimsellikten arındırılmış aylık sanayi üretim endeksinin logaritması ile temsil etmişlerdir. ADF sınama sonuçları değişkenin I(1) olduğunu göstermektedir.

Daha güncel olan Aslanoğlu ve Çelik (2010) çalışmasında, ekonomik büyümeyi temsil etmek için değil, ancak onun öncül göstergesi olarak aylık sanayi üretimini kullanmıştır. Çalışmada 2002:01-2008:12 dönemi kapsanmış ve endeksin mevsimsellikten arındırılmış logaritması kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm birim kök sınamalarına göre (ADF, KPSS, Schmidt-Phillips, Lee-Strazicich) seri I(1) olarak değerlendirilmiştir.

Türkiye için sanayi üretim endeksinin durağanlık özelliklerini inceleyen çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde; Temurlenk ve Oltulular (2007), Hasanov (2008) Büyükakın vd. (2009) çalışmalarında geleneksel birim kök testleri ile yapısal kırılmalı testlerin farklı sonuçlar verdiği, Aslanoğlu ve Çelik (2010) çalışmasında ise sanayi üretim endeksinin durağanlığının tüm testlere göre aynı olduğu bulunmuştur

Literatürün genelinde serinin I(1) olduğu düşünülse de özellikle yapısal kırılmaların hesaba katıldığı durumlarda serinin durağanlık özelliklerinin farklılık gösterdiği anlaşılmaktadır. Bu çalışmanın amacı, aylık endeksin düzey, logaritması alınmış ve mevsimsellikten arındırılmış hallerinde yapısal kırılmayı hesaba katınca durağanlık özelliklerinin nasıl geliştiği araştırılarak gelecekte bu seriyi kullanacak çalışmalara ışık tutmaktır. Benzer bir çalışma olan Temurlenk ve Oltulular (2007) çeyreklik frekans kullanırken, bu makalede aylık frekans kullanılmıştır.

III. Veri seti ve yöntem

Çalışmada uygulamalı çalışmalarda sıklıkla kullanılan; sanayi üretim endeksi (SAN olarak ifade edilmiştir), sanayi üretim endeksi serisinin mevsimsellikten arındırılmış hali (SANSA olarak ifade edilmiştir), endeksin doğal logaritması (LSAN) ve mevsimsellikten arındırılmış sanayi üretim endeksi serisinin logaritması (LSANSA) kullanılmıştır. Uygulamalı çalışmada örneklem dönemi 2005.01-2012.06 dönemini kapsamakta olup, SAN ve SANSA serileri Türkiye İstatistik Kurumu (TUİK) veritabanından

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

elde edilmiştir. Durağanlık analizleri yapılırken E-Views ve Gauss paket programlarından faydalanılmıştır.

Serilerin durağanlık analizi için uygulamalı litaratürde sıklıkla kullanılan yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel birim kök testleri ve yapısal kırılmayı dikkate alan durağanlık testleri kullanılmıştır.

Yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel birim kök testleri olarak; Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philips Perron (PP), Kwiatkowsky-Philips-Schmidt-Shin (KPSS), Dickey Fuller GLS (ERS), ERS Point Optimal testi ve Ng-Perron testleri kullanılmıştır.

Uygulamalı literatürde sıklıkla kullanılan geleneksel birim kök testlerinden olan ADF, PP ve KPSS testlerinin, düşük güce sahip olmaları sebebiyle bazı sınırlamaları vardır ve söz konusu testler yanıltıcı sonuçlara yol açabilmektedir. Söz konusu geleneksel birim kök testlerinin güç kayıplarının telafi edilmesi amacıyla Dickey Fuller GLS (ERS), ERS Point Optimal testi ve Ng-Perron testi gibi yeni testler geliştirilmiştir. Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) çalışmasında veride kesim noktası ve/veya trend olması halinde gücünün daha yüksek olacağı bir versiyon olan ADF GLS testini geliştirmiştir (Alp, 2009). Ng and Perron (2001), ADF ve PP testlerinin kısıtlarını ortadan kaldırmak için genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemini kullanarak 4 yeni birim kök test istatistiği geliştirmiştir.

Çalışmada yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri olarak ise, yapısal kırılmanın modelde içsel olarak belirlendiği tek kırılmalı Zivot-Andrews ve iki kırılma dönemini içeren Lee ve Strazicich testleri kullanılmıştır.

Zivot-Andrews (1992) çalışmasında yapısal kırılma dönemi herhangi bir önsel bilgi olmadan modelin içinde içsel olarak belirlenmektedir. Zivot-Andrews (1992) testinde, kırılma dönemi içsel belirlendiği için 3 model içinde temel hipotez aynıdır. Söz konusu temel hipotez (1) numaralı eşitlikte gösterilmektedir;

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + e_t \tag{1}$$

Serinin birim kök içerdiği temel hipotezine karşılık alternatif hipotezler ise, trendde zaman içinde bilinmeyen bir noktada tek bir kırılma olan trend durağan süreç olarak tanımlanmıştır. Zivot-Andrews (1992) tarafından önerilen alternatif modeller aşağıda gösterilmektedir.

Model A

$$Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{a}^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j{}^A \Delta y_{t-j} + e_t \tag{2}$$

Model B

$$Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{a}^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j{}^B \Delta y_{t-j} + e_t \tag{3}$$

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

Model C

$$Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{a}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^{\,C} \Delta y_{t-j} + e_t \qquad (4)$$

Burada $DU_t(\hat{\lambda})$ kukla değişkeni sabit terimdeki kırılmayı gösterip eğer $t \succ T.\lambda$ ise 1, diğer durumlarda 0 değerini; $DT_t^*(\hat{\lambda})$ kukla değişkeni ise eğimdeki kırılmayı gösterip eğer $t \succ T.\lambda$ ise $t - T.\lambda$ değerini diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Ayrıca; T_B, kırılma dönemini, $\lambda = T_B / T$ ise kırılma noktasını göstermektedir. Zivot-Andrews (1992) testinde Model A sabit terimde; Model B eğimde ve Model C ise hem sabit terim hem de eğimde bir kırılma olduğunu göstermektedir.

Yapısal kırılma noktası (λ) elde edilirken, tüm örneklem dönemi için (2), (3) ve (4) numaralı eşitliklerdeki $a^i = 1$ (i=A,B,C) hipotez testlerinden elde edilen t istatistiği değerlerini minimum yapan dönem kırılma dönemini vermektedir (Zivot ve Andrews, 1992). Hesaplanan t istatistiklerinin mutlak değer olarak Zivot ve Andrews (1992) tablo kritik değerlerinden büyük olması durumunda birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. Yani trend durağanlık kabul edilmektedir. Aksi halde birim kök temel hipotezi reddedilememektedir.

Zivot-Andrews (1992) çalışmalarında birim kök hipotezi altında kırılma olmadığını varsaymış ve kritik değerleri buna göre türetmişlerdir. Dolayısıyla alternatif hipotez yapısal kırılmaların mevcut olabileceği birim kök hipotezi biçiminde de yorumlanabilmektedir. Bu durumda temel hipotezin reddedilmesi, sadece birim kökün reddedilmesi anlamına gelmeyip ayrıca kırılmalı birim kök hipotezinin reddedilmesi anlamına da gelebilmektedir. Bu durumda Zivot-Andrews testinden elde edilen sonuçların yorumlanması zorlaştırmaktadır. Ayrıca temel hipotez altında kırılmanın varlığı durumunda, temel hipotezin reddedilmesi zaman serisinin kırılmalarla birlikte trend durağan olduğu şeklinde yanlış olarak yorumlanabilmektedir. Aslında bu durumda seri kırılmalarla birlikte fark durağan olmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003 ve Ertuğrul, 2012).

Lee-Strazicich testinde iki kırılmalı, içsel, hem temel hem de alternatif hipotezde kırılmalara izin veren Schmidt ve Phillips (1992) çalışmasına dayanan LM (Langange Multiplier) birim kök testi önerilmektedir. Ayrıca Zivot-Andrews testinin tersine alternatif hipotez herhangi bir şüpheye yer bırakmaksızın trend-durağanlığı ima etmektedir (Lee ve Strazicich, 2003).

Veri oluşum sürecinin aşağıdaki gibi olduğu varsayılırsa, Lee-Strazicich (2003) testi aşağıdaki gibidir;

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t \ , \ \ e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t , \ \ \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2) \qquad (5)$$

(5) numaralı eşitlikte Z_t, dışsal değişkenler vektörünü ifade etmektedir. Lee-Strazicich (2003), Perron ve Zivot-Andrews'dan farklı olarak A ve C

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

modelleri ile çalışmaktadır.

A modeli düzeyde iki kırılmaya izin vermekte olup aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir;

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t \ , \ \ e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]' \tag{6}$$

T_{Bj} kırılma dönemini göstermektedir. $J = 1,2,...$ olmak üzere $t \succ T_{Bj}$ olduğunda $D_{jt} = 1$, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır.

C modeli ise düzeyde ve trendde iki kırılmayı içermekte olup aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir;

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t \ , \ \ e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]' \tag{7}$$

(7) numaralı denklemde $J = 1,2,...$ olmak üzere $t \succ T_{Bj} + 1$ olduğunda $DT_{jt} = t$, , diğer durumlarda 0 değerini almaktadır (Lee ve Strazicich, 2003). Kritik değerler Lee-Strazicich (2003) tarafından verilmiştir. Test sonucunda hesaplanan LM test istatistiği, tablo kritik değerden büyük ise yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. Yani trend durağanlığı ifade eden alternatif hipotez geçerli olmaktadır (Ertuğrul, 2012).

IV. Bulgular

Çalışmada kullanılan SAN, LSAN, SANSA ve LSANSA serilerinin durağanlığını analiz etmek için ilk önce geleneksel durağanlık testleri olan ADF, PP, KPSS, DFGLS, ERS Point Optimal Testi ve Ng-Perron testleri kullanılmıştır. Aşağıda Tablo 1'de SAN, SANSA, LSAN ve LSANSA serileri için geleneksel durağanlık testi sonuçları sunulmuştur. Tablo 1'e göre, ADF ve PP testlerinde temel hipotez serinin birim köke sahip olması şeklindedir. SAN ve LSAN serileri için düzey halde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden gerek ADF gerekse PP testine göre mutlak değer olarak büyük bulunmuştur. Yani SAN ve LSAN serileri ADF ve PP testlerine göre durağan bulunmuştur. SANSA ve LSANSA serileri için ise düzey halde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden gerek ADF gerekse PP testine göre mutlak değer olarak küçük, birinci farklarda ise hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük bulunmuştur. Yani ADF ve PP testlerine göre SANSA ve LSANSA birinci mertebeden durağan (I(1)) bulunmuştur.

KPSS testinde temel hipotez durağanlık biçiminde kurulmaktadır. KPSS test sonuçlarına göre SAN, LSAN, SANSA ve LSANSA serileri için düzeyde

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

hesaplanan değer tablo kritik değerlerden küçük olduğu için temel hipotez reddedilememekte yani seriler düzeyde durağan bulunmaktadır.

DF-GLS testinde temel hipotez serinin birim kök içermesi biçiminde kurulmaktadır. DF-GLS test sonuçlarına göre SAN ve LSAN serileri için düzey halde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük, birinci farklarda ise hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük bulunmuştur. Yani DF-GLS testine göre SAN ve LSAN serileri birinci mertebeden durağan (I(1)) bulunmuştur. SANSA ve LSANSA serileri için ise düzey halde ve birinci farklarda hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük, ikinci farklarda ise hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük bulunmuştur. Yani DF-GLS testine göre SANSA ve LSANSA serileri ikinci mertebeden durağan (I(2)) bulunmuştur.

Tablo 1: Geleneksel Birim Kök Testleri Sonuçları

ADF Testi Sonuçları					
SAN	-3.585**				
SANSA	-1.471		ΔSANSA	-8.482*	
LSAN	-5.003*				
LSANSA	-1.461		ΔLSANSA	-8.127*	
SAN için ADF kritik değerleri %1=-4.066 ve %5=-3.462 LSAN, SANSA ve LSANSA için ADF kritik değerleri %1=-4.064 ve %5=-3.461			ΔSANSA ve ΔLSANSA için ADF kritik değerleri %1=-2.591 ve %5=-1.945		
PP Testi Sonuçları					
SAN	-5.218*				
SANSA	-1.883		ΔSANSA	-8.705*	
LSAN	-5.002*				
LSANSA	-1.921		ΔLSANSA	-8.352*	
SAN, LSAN, SANSA ve LSANSA için PP kritik değerleri %1=-4.064 ve %5=-3.461			ΔSANSA ve ΔLSANSA için PP kritik değerleri %1=-2.591 ve %5=-1.945		
KPSS Testi Sonuçları					
SAN	0.134*				
SANSA	0.127*				
LSAN	0.128*				
LSANSA	0.122*				
SAN, SANSA ve LSANSA için KPSS kritik değerleri %1=0.216 ve %5=0.146					
DF-GLS Testi Sonuçları					
SAN	-2.839	ΔSAN	-14.332*	ΔΔSAN	
SANSA	-1.480	ΔSANSA	-1.589	ΔΔSANSA	-14.153*
LSAN	-2.729	ΔLSAN	-13.451*		
LSANSA	-1.474	ΔLSANSA	-1.478	ΔΔLSANSA	-4.138*

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

SAN ve LSAN için DF-GLS kritik değerleri %1=--3.626 ve %5=-3.068 SANSA ve LSANSA için DF-GLS kritik değerleri %1=-3.622 ve %5=-3.065		ΔSAN, ΔLSAN, ΔSANSA ve ΔLSANSA için DF-GLS kritik değerleri %1=-2.592 ve %5=-1.944	ΔSANSA ve ΔLSANSA için DF-GLS kritik değerleri %1=-2.592 ve %5=-1.944
ERS Point Optimal Testi Sonuçları			
SAN	7.078	ΔSAN	2.504**
SANSA	20.848	ΔSANSA	1.876*
LSAN	5.110**		
LSANSA	21.091	ΔLSANSA	2.216**
SAN, LSAN, SANSA ve LSANSA için ERS kritik değerleri %1=4.252 ve %5=5.656		ΔSAN, ΔSANSA ve ΔLSANSA için ERS kritik değerleri %1=1.932 ve %5=3.079	

Ng-Perron Testi Sonuçları				
	MZ_a	MZ_t	MSB	MPT
SAN	-13.764	-2.623	0.191	6.623
ΔSAN	-0.048	-0.089	1.857	173.657
ΔΔSAN	0.507	1.393	2.744	429.050
SANSA	-4.279	-1.450	0.339	21.176
ΔSANSA	-4.823	-1.552	0.322	5.081
ΔΔSANSA	-29.487*	-3.774*	0.128*	1.070*
LSAN	-12.976	-2.547	0.196	7.023
ΔLSAN	-0.057	-0.102	1.805	164.113
ΔΔLSAN	0.477	1.583	3.320	619.653
LSANSA	-4.227	-1.445	0.342	21.466
ΔLSANSA	-4.274	-1.461	0.342	5.734
ΔΔLSANSA	-47.019*	-4.796*	0.102*	0.658*

SAN, LSAN, SANSA ve LSANSA için Ng-Peron kritik değerleri
(sırasıyla MZa, MZt, MSB, MPT testleri için);
%1 anlamlılık düzeyi -23.800, -3.420, 0.143 ve 4.030
%5 anlamlılık düzeyi -17.300, -2.910, 0.168 ve 5.480.
ΔSAN, ΔSANSA, ΔLSANSA, ΔΔSAN, ΔΔSANSA; ΔΔLSANSA için Ng-Peron kritik değerleri
(sırasıyla MZa, MZt, MSB, MPT testleri için)
%1 anlamlılık düzeyi -13.800, -2.580, 0.174 ve 1.780
%5 anlamlılık düzeyi -8.100, -1.980, 0.233 ve 3.170
* %1 anlamlılık düzeyini gösterir, ** %5 anlamlılık düzeyini gösterir

ERS Point Optimal testinde temel hipotez serinin birim kök içermesi şeklinde kurulmaktadır. ERS testi için hesaplanan Pt istatistiği tablo kritik değerinden küçük olursa birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. SAN, SANSA ve LSANSA serileri için düzey halde hesaplanan Pt istatistiği tablo kritik değerlerden büyük bulunmuş ve birim kök temel hipotezi reddedilememiş, birinci farklarda ise hesaplanan Pt istatistiği tablo kritik değerlerden küçük bulunmuş ve birim kök temel hipotezi reddedilerek seriler I(1) bulunmuştur. LSAN serisi için ise düzeyde hesaplanan Pt istatistiği tablo kritik değerlerden küçük bulunmuş ve birim kök temel hipotezi reddedilerek LSAN serisi I(0) bulunmuştur

Ng-Peron(2001) testinde; MZ_a, MZ_t testlerinde temel hipotez seride birim kök olduğu şeklinde, MSB ve MPT testlerinde ise temel hipotez serinin

durağan olduğu biçimde kurulmaktadır. SAN ve LSAN serileri için gerek düzey halde gerek birinci ve ikinci farklara göre, MZ_a, MZ_t testlerine göre hesaplanan değer tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük, MSB ve MPT testlerine göre ise hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden büyük bulunmuştur. Yani SAN ve LSAN serisi her 4 teste göre de durağan bulunamamıştır. SANSA ve LSANSA serileri için ise düzeyde ve birinci farklarda MZ_a, MZ_t testlerine göre hesaplanan değer tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük, MSB ve MPT testlerine göre ise hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden büyük bulunmuştur. İkinci farklarda ise, MZ_a, MZ_t testlerine göre hesaplanan değer tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük, MSB ve MPT testlerine göre ise hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden küçük bulunmuştur. Yani her 4 test için de SANSA ve LSANSA serileri ikinci farkları alındıktan sonra durağan (I(2)) bulunmuştur.

Özetlemek gerekirse SAN serisi; ADF, PP ve KPSS testlerine göre düzeyde durağan ((I(0)); DFGLS ve ERS Point Optimal testlerine göre birinci mertebeden durağan bulunmuştur (I(1)). Ng-Perron testine göre ise SAN serisi durağan bulunmamıştır. LSAN serisi ise ADF, PP, KPSS ve ERS Point Optimal testlerine göre düzeyde durağan ((I(0)); DFGLS testine göre birinci mertebeden durağan (I(1)) bulunmuştur. Ng-Perron testine göre ise LSAN serisi durağan bulunmamıştır. Logaritmik dönüşüm değerleri baskılasa da, serinin durağanlık özellikleri hakkındaki çıkarımları fazla etkilememektedir.

SANSA ve LSANSA serileri ise KPSS testine göre düzeyde durağan ((I(0)); ADF, PP ve ERS Point Optimal testlerine göre birinci mertebende durağan ((I(1)) ve DFGLS ve Ng-Perron testlerine göre ise ikinci mertebeden durağan ((I(2)) bulunmuştur. Genel olarak mevsimsellikten arındırmanın serinin durağanlığı üzerinde olumlu bir etki yarattığını söylemek mümkündür. Logaritmik dönüşüm, mevsimsellikten arındırılmış serinin de durağanlık özelliklerini değiştirmemektedir.

Yapısal kırılmayı dikkate alan durağanlık testlerinden Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazitch (2003) testlerinin sonuçları aşağıda Tablo 2'de sunulmaktadır.

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

Tablo 2: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Zivot-Andrews (1992) Testi				
	Düzey		Birinci Fark	
	Model A	Model C	Model A	Model C
SAN	-5.21*	-6.43*		
(Kırılma Dönemi)	2008M07	2008M11		
SANSA	-4.70	-5.14*	-9.69*	
(Kırılma Dönemi)	2008M06	2008M08	2009M04	
LSAN	-5.38*	-6.60*		
(Kırılma Dönemi)	2008M11	2008M11		
LSANSA	-4.83*	-5.22*		
(Kırılma Dönemi)	2008M06	2008M08		
Kritik Değer (%5)	-4.80	-5.08	-4.80	-5.08
Lee-Strazitch (2003) Testi				
	Düzey		Birinci Fark	
	Model A	Model C	Model A	Model C
SAN	-3.28	-6.94*	-6.73*	
(Kırılma Dönemi)	2006M02 2007M11	2008M12 2010M04	2009M04 2011M06	
SANSA	-3.01	-4.42	-10.08*	-10.83*
(Kırılma Dönemi)	2009M7 2010M11	2008M06 2009M09	2008M09 2008M12	2008M04 2008M12
LSAN	-4.17*	-7.29*		
(Kırılma Dönemi)	2005M11 2011M09	2008M4 2009M2		
LSANSA	-3.14	-4.62	-8.81*	-10.03*
(Kırılma Dönemi)	2009M07 2010M11	2008M03 2009M09	2008M09 2009M04	2008M05 2009M02
Kritik Değer (%5)	-3.84	-5.71	-3.84	-5.71
* %1 anlamlılık düzeyini gösterir				

Tablo2'yegöre,Zivot-Andrews(1992)testindehesaplanantistatistiklerinin mutlak değer olarak Zivot ve Andrews (1992) tablo kritik değerlerinden büyük olması durumunda birim kök boş hipotezi reddedilmektedir. SAN, LSAN ve LSANSA serileri için düzey halde hem Model A hem de Model C için hesaplanan ZA test istatistiği tablo kritik değerden mutlak olarak büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmiş seriler düzeyde trend durağan bulunmuştur. SANSA serisi için ise Model A'da düzeyde hesaplanan ZA test istatistiği tablo kritik değerden küçük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilememekte birinci farkta ise hesaplanan test istatistiği tablo kritik değerden büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmekte yani Model A için SANSA serisi birinci mertebeden durağan bulunmaktadır. Model C için ise hesaplanan ZA test istatistiği tablo kritik değerden mutlak olarak büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmiş yani SANSA serisi Model C'ye göre düzeyde durağan bulunmuştur. ZA testine göre üretim

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

endeksinde yapısal kırılma çoğunlukla 2008 yılının ikinci yarısında küresel finansal kriz döneminde gerçekleşiyor görünmektedir.

Lee-Strazitch (2003) testinde de Zivot Andrews testinde olduğu gibi hesaplanan LS test istatistiği, tablo kritik değerden büyük ise birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. SAN serisi için Model A'da düzeyde hesaplanan LS test istatistiği tablo kritik değerden küçük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilememekte birinci farkta ise hesaplanan test istatistiği tablo kritik değerden büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmekte yani Model A için SAN serisi birinci mertebeden durağan bulunmaktadır. Model C için ise hesaplanan LS test istatistiği tablo kritik değerden mutlak olarak büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmiş yani SAN serisi Model C'ye göre düzeyde durağan bulunmuştur. LSAN serisi için ise, hesaplanan LS test istatistiği tablo kritik değerden hem model A hem de Model C için mutlak olarak büyük olduğundan birim kök temel hipotezi reddedilmiş yani LSAN serisi gerek Model A gerek ise Model C'ye göre düzeyde durağan bulunmuştur. SANSA ve LSANSA serileri için düzey halde hem Model A hem de Model C için hesaplanan LS test istatistiği tablo kritik değerden mutlak olarak küçük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Serilerin birinci farkları alındığında ise gerek Model A gerekse Model C için hesaplanan LS test istatistiği tablo kritik değerlerden büyük olduğu için birim kök temel hipotezi reddedilmekte yani seriler birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir. LS testine göre iki yapısal kırılma tarihleri kullanılan model ve seriye göre 2005 yılı sonu ile 2010 arası bir yelpazeye dağılmış görünmektedir.

Özetlemek gerekirse; SAN serisi ZA testine ve LS testi Model C'ye göre düzeyde durağan, LS testi Model A'ya göre birinci mertebeden durağan bulunmuştur. LSAN serisi ise hem ZA hem de LS testlerine göre düzeyde durağan bulunmuştur. SANSA serisi ZA testi Model C'ye göre düzeyde durağan, ZA testi model A'ya göre ve LS testine göre birinci mertebeden durağan bulunmuştur. LSANSA serisi ise ZA testine göre düzeyde durağan, LS testine göre ise birinci mertebeden durağan bulunmuştur. Mevsimsellikten arındırma işlemi, özellikle LS testi için içsel olarak belirlenen kırılma dönemlerinde farklılaşmaya yol açmaktadır.

V. Sonuç

Bu çalışmada 2005:01-2012:06 dönemi için aylık Türkiye sanayi üretim endeksinin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Geleneksel ve yeni birim kök sınamaları ile içsel olarak yapısal kırılmaları hesaba katan sınamaların farklı sonuçlar üretebildiği ortaya konmuştur. Ayrıca serinin durağanlık özelliklerini yapısal kırılmaların etkilediği de ortaya çıkmıştır. Bu da serinin bütünleşme seviyesini belirlemek için tek bir geleneksel birim kök sınamasına dayanan

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

ve yapısal kırılmaları dikkate almayan çalışmaların sonuçları hakkında soru işaretleri uyandırmaktadır. Ayrıca, sanayi endeksinin mevsimsellikten arındırılması, durağanlık sınamalarının ve kırılma dönemlerinin belirlenmesini etkilediği görülmüştür. Benzer bir etkiye logaritmik dönüşümde rastlanmamıştır. Sınamaların farklı sonuçlarına göre (0, 1, 2 seviyesinde durağanlık, bir veya iki yapısal kırılma v.b.) model tahminlerinde önemli değişim yaşanıp yaşanmadığı incelenip bu bulgular paylaşılırsa daha sağlıklı politika değişimi tavsiyeleri ortaya konabilir. Bu çalışmanın sonuçları, sanayi üretim endeksinin farklı durağanlık özellikleri ve kırılma dönemleri kabul edildiğinde, ekonometrik modellerde farklı bulgulara yol açabileceğini göstermektedir. Ayrıca, sanayi üretim endeksinin durağanlık özelliklerinin farklı dönemler ve farklı dönüşümler için incelenmesi bu çalışmanın ötesinde yeni bulgular ortaya koyabilir.

Kaynakça

Alp, E.A. (2008). Türkiye'de Sanayi Üretim Endeksinin TAR Modeli ile Analizi ve Birim Kök Sınaması. *I. Mühendislik ve Teknoloji Sempozyumu*, 24-25 Nisan, Çankaya Üniversitesi, Ankara.

Aslanoğlu, E. ve Çelik, S. (2010). An Analysis of two Leading Indicators of Economic Growth in Turkey: Monthly Manufacturing Industry Output and CNBC-E Consumption Index. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 25(293), 9-31.

Barışık, S. ve Yayar, R. (2012). Sanayi Üretim Endeksini Etkileyen Faktörlerin Ekonometrik Analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 27(316), 53-70.

Bilgin, C. ve Şahbaz, A. (2009). Türkiye'de Büyüme ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkileri. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 177-198.

Büyükakın, F., Bozkurt, H. ve Cengiz, V. (2009). Türkiye'de Parasal Aktarımın Faiz Kanalının Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri ile Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33, 101-118.

Coşar, E. E., Demirhan, S. A. (2013). Ekonomide Saat Kaç? Bileşik Göstergeler ve Ekonomi Saati Yaklaşımı. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 28(322), 9-34.

Çetin, A. (2005). Türkiye'de Ekonomik Dalgalanmaların Belirleyicileri: VAR Analiz Yaklaşımı. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 20(236), 96-104.

Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, *74*(366), 427-431. http://dx.doi.org/10.2307/2286348

Elliott, G., Rothenberg, T., ve Stock, J.H., 1996, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*,64, 813-836. http://dx.doi.org/10.2307/2171846

Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley and Sons.

Ertuğrul H.M. (2012). *Türkiye'de Döviz Kuru Volatilitesi Enflasyon İlişkisi.* Yayınlanmamış Doktora Yeterlilik Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.

Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. Çev. Boston: McGraw-Hill

Hasanov, M. (2008). Enflasyon Belirsizliğinin Üretim Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 9(2), 191-206.

Kırbaş-Kasman, S. (2006). Hisse Senetlerinin Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasında bir İlişki Var mı? *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi,* 21(238), 88-99.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., ve Shin Y. (1992). Testing the Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, *54*, 159-178. http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

Lee, J., ve Strazicich M.C. (2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, *85*(4), 1082-1089. http://dx.doi.org/10.1162/003465303772815961

Maddala, G. S., ve Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.

Ng, S., ve Peron P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6), 1519–1554. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00256

Phillips, P. C. B., ve Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root In Time Series Regression. *Biometrika*, *75*(2), 335–346. http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Sarı, R. ve Soytaş, U. (2005). Inflation, Stock Returns, and Real Activity: Evidence from a High Inflation Country. *Empirical Economics Letters*, 4(3), 181-192.

Scmidt, P., ve Philips, P.C.B. (1992). LM Test for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends, *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, 54, s.257-287.

Sarı, R. ve Soytaş, U. (2006). The Relationship between Stock Returns, Crude Oil Prices, Interest Rates, and Output: Evidence from a Developing Economy. *Empirical Economics Letters* 5(4): 205-220.

Temurlenk, M. S. ve Oltulular S. (2007). Türkiye'nin Temel Makroekonomik Değişkenlerinin Bütünleşme Dereceleri Üzerine Bir Araştırma, *8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, 24-25 Mayıs 2007, İnönü Üniversitesi, Malatya.

Zivot, E., ve Andrews, K. (1992). Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, *10*(3), 251–270.

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300

İktisat İşletme ve Finans 28 (328) Temmuz / July 2013

Extensive Summary

The Stationarity Properties of the Industrial Production Index

Hasan Murat Ertuğrul[1] Uğur Soytaş[2]

Received 1 November 2012; received in revised form 30 January 2013;
Accepted 22 February 2013

Introduction

Both policy makers and scholars frequently use monthly industrial production index series to assess the current situation and to make predictions. It is used in estimation of growth models as a proxy for economic growth in order to avoid low degrees of freedom problem. In that respect, it is also used to evaluate the short run relationship between economic growth and macroeconomic variables (exchange rate, oil price, stock prices etc.). Regardless of the literature in which it is used, the stationarity properties of and structural breaks in the industrial production index must be taken into account. Indeed, several studies on Turkey have investigated such properties with different unit root tests and some also assessed structural breaks to determine the integration order of the series. However, the results of the stationarity tests conducted in the literature seem to be contradictory.

In this article, the stationarity properties of level, logarithm, seasonally adjusted level and seasonally adjusted logarithm of the Turkish industrial production index are investigated using both traditional unit root tests and unit root tests that have more power in small samples. Additionally, unit root tests that determine structural breaks endogenously are also employed. The traditional and relatively more recent tests seem to contradict each other. There are structural breaks in the series. Furthermore seasonal adjustment changes test results and break dates. Therefore, model choices based on traditional unit root tests and policy implications derived from such models may not be correct. This study can help studies that use the Turkish industrial production index in assessing the stationarity properties of the index.

Method

In this study we employ the level (denoted as SAN), seasonally adjusted level (SANSA), natural logarithm of the level (LSAN), and seasonally adjusted natural logarithm (LSANSA) of the TUIK's monthly industrial production index. The sample covers the 2005.01-2012.06 periods. We investigate the stationarity properties of all four series via traditional unit root tests, more recent unit root tests with better power properties, and tests that take into account structural breaks. All tests are used in the literature but not as comprehensively as in this study.

The traditional unit root tests are Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philips Perron (PP), Kwiatkowsky-Philips-Schmidt-Shin (KPSS). Whereas Dickey Fuller GLS (ERS), ERS Point

1 Hazine Müsteşarlığı, Kamu Sermayeli Kuruluş ve İşletmeler Genel Müdürlüğü, İnönü Bulvarı No:36 06510 Emek/ Ankara. E-posta: murat.ertugrul@hazine.gov.tr

2 Ortadoğu Teknik Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, İnönü Bulvarı, 06800 Çankaya/ Ankara
E-posta: soytas@metu.edu.tr

Optimal, and Ng-Perron tests have more power in small samples than the traditional tests. We also employ Zivot-Andrews and Lee-Strazicich tests that endogenously determine one break and two breaks, respectively.

Results

We find that the results of the unit root tests vary depending on whether the logarithmic or level values are used. SAN appears to be I(0) according to ADF, PP, and KPSS, but I(1) with respect to DFGLS and ERS Point Optimal tests. The LSAN series is also stationary in according to DF, PP, KPSS, and ERS Point Optimal tests, but the DFGLS finds the integration order to be 1. Furthermore, the LSAN series does not become stationary even after second difference is taken based on the NG-Perron test. Taking the logarithm of the series does not seem to make the index more stationary.

When it comes to the SANSA and LSANSA series, KPSS finds them stationary, ADF, PP and ERS Point Optimal tests find them I(1), DFGLS and Ng-Perron tests find them I(2). Based on traditional tests, it can be argued that seasonal adjustment has a negative impact on the stationarity properties of the series. This may be due to pronounced shocks after seasonal adjustment.

Based on ZA and model C of LS test SAN series is stationary in levels, but I(1) according to Model A of LS. LSAN is stationary based on both ZA and LS tests. SANSA is stationary based on Model C of ZA, I(1) based on Model A of ZA and LS test. For LSANSA, ZA test rejects existence of a unit root, whereas LS test finds one unit root. When structural breaks are taken into account; it is observed that seasonal adjustment changes the location of the endogenously determined break dates.

Conclusions

This study investigates the stationarity properties of the monthly Turkish industrial production index for the 2005:01-2012:06 period. We point out that traditional unit root tests, relatively new tests, and tests that allow structural breaks can produce different results. Furthermore, we point out that the stationarity properties of the series are influenced by the structural breaks. This raises concerns regarding the conclusions of studies that employ only the traditional stationarity tests or tests that do not incorporate the possibility of structural breaks to determine the integration order of the series. It is observed that seasonal adjustment of the industrial production index affects the outcomes of stationarity tests and the break dates. Logarithmic transformation does not result in similar findings. According to the different results of the tests (integration orders 0, 1, 2, and one or two structural breaks), it would be more healthy to check the robustness of the models to these changes before forming policy implications. The results of this study imply that different stationarity property and different structural break assumptions may result in different conclusions in multivariate models. Furthermore, it could be insightful to examine the stationarity properties of the industrial production index for different transformations as well as for different time periods.

İndiren: [Orta Doğu Teknik Üniversitesi], IP: [144.122.90.202], Tarih: 13/10/2020 15:15:24 +0300