

# Türkiye’de Sanayi Üretim Endeksinin Periyodik Durağanlık Özellikleri

Selim YILDIRIM

Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü  
selimy@anadolu.edu.tr

Esin KILIÇ

Yrd. Doç. Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü  
esinkilic@ogu.edu.tr

Türkiye’de Sanayi Üretim Endeksinin Periyodik Durağanlık Özellikleri

*Periodic Stationarity Properties of Industrial Production Index in Turkey*

Öz

**Abstract**

Katı şekilde takvime bağlı olmayan periyodik hareketler, genellikle seride istenen özellikler değildir ve ampirik analizlerde yaratığı sorunlardan ötürü genelde seriden filtelenerek atılmaya çalışılmaktadır. Bu yaklaşıma karşın, günümüzde ekonomik serilerin periyodik yapısının önemli özellikler taşıdığı ve bu nedenle serilerin periyodiklik özellikleri ile baş edebilen teknikler çerçevesinde incelenmesi gerektiği görüşü yaygınlaşmaktadır. Bu çalışmada, ikinci görüş dikkate alınarak, Türkiye’de sanayi üretim endeksinin periyodik yapısı zaman bölgesi teknikleri ile detaylı olarak incelenmekte ve sanayi üretim serisinin durağanlık özellikleri periyodik bağlamda ele alınmaktadır.

*Periodic movements which do not strictly depend on calendar time are usually undesirable properties in series and it is generally tried to dispose from series by filtering due to the problems posed in the empirical analysis. Despite this approach, nowadays the opinion that periodic structure of an economical series has important properties and thus series need to be examined within the framework of techniques which are able to cope with periodicity properties becomes widespread. In this study, considering the second opinion, periodic structure of Turkey's industrial production index is examined in detail by time domain techniques and stationarity properties of the industrial production series are dealt with in the periodic context.*

**Anahtar Kelimeler:** Sanayi Üretim Endeksi, Durağanlık, Zaman Serileri, Periyodik Özellikler

**Keywords:** Industrial Production Index, Stationarity, Time Series, Periodic Properties

Geliş Tarihi / Received: 21.04.2015 Kabul Tarihi / Accepted: 21.07.2015

## 1. Giriş

İmalat sanayi fiziksel üretimindeki değişimleri izlemekte kullanılan sanayi üretim endeksi, politika yapıcılar ve yatırımcılar için önemli bir göstergedir. Sanayi üretim endeksi aynı zamanda aylık verilerin kullanıldığı ampirik çalışmalarda, aylık bazda GSYİH değerleri hesaplanmadığından, GSYİH için referans bir seri olması sebebiyle de önem arz etmektedir. Ancak uygulamada sıklıkla kullanılan sanayi üretim endeksi verileri, mevsimsellik başta olmak üzere durağanlığı bozan etkiler içermektedir.

Zaman serileri kullanılarak yapılan regresyon analizi sonucunda elde edilen regresyon katsayılarının ileriye dönük öngöründe kullanılabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Zaman serileri birim kök içeriyorsa serilerin regresyon çözümlmesine tabi tutulması durağan hale getirilmelerine bağlıdır. Bu amaçla seriler durağan hale gelene kadar fark alma işlemi uygulanmaktadır. Ancak bu işlem verilerde uzun dönemde bilgi kaybına neden olmaktadır. Bu yüzden sanayi üretim endeksi gibi sıklıkla kullanılan serilerin durağanlığı araştırılırken daha derinlemesine bir inceleme gerekmektedir.

Bir zaman serisinin durağan olması için, sabit bir ortalama ile sabit varyans ve otokovaryansa sahip olması gerekmektedir. Stokastik bir süreç izleyen zaman serilerinde, serinin durağanlığını test etmek sahte regresyon problemi ile karşılaşmamak açısından gereklidir. İlk kez Granger ve Newbold (1974)'te geçen sahte regresyon sorunu bağımlı değişken ile bağımsız değişken ya da değişkenlerin eşbütünleşik olması nedeniyle, artık terimlerin 1. dereceden bütünleşik  $I(1)$  olmasından kaynaklanmaktadır (Campbell ve Perron, 1991). Sahte regresyon problemi regresyon modelinin analizi sonucunda yüksek  $R^2$  değerinin düşük Durbin-Watson istatistiği ile elde edilmesiyle kendisini göstermektedir. Hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ölçen Durbin-Watson istatistiğinin düşük çıkması, diğer bir deyişle hata terimleri arasında otokorelasyonun varlığı, regresyon katsayı tahminlerinin etkin olmamasına neden olmaktadır.

Zaman serisi analizi yapmadan önce, sahte regresyon sorunuyla karşılaşmamak için modelde yer alan verilerin durağan olup olmadıklarını test etmek gerekmektedir. Zaman serilerinin durağanlığını araştırmak için en sık kullanılan yöntemlerden biri Augmented Dickey Fuller (ADF) testidir. Dickey ve Fuller (1979)'da geliştirilen ve en küçük kareler tahmincisinin birim kök varsayımı altındaki dağılımına dayanan Dickey-Fuller yönteminin geliştirilmiş şekli olan ADF testi, zaman serisinin gecikmeli değerlerini kullanarak artıklar arasındaki otokorelasyonu kaldırmaktadır. Zaman serilerinin birim kök içerip içermediklerini araştıran bir diğer test Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilmiştir. Phillips-Perron (PP) testi hesaplanan Dickey-Fuller istatistiklerine parametrik olmayan düzeltmeler uygulayan bir testtir. Bunların yanı sıra Ng ve Perron (2001)'de geliştirilen ve PP testinin büyük negatif AR ve MA kökleri içermesi durumundaki sapmaların önleendiği Ng-Perron testi ile Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen ve Lagrange çarpanı üzerine kurulan KPSS testi de literatürde durağanlık sınamalarında sıklıkla kullanılmaktadır.

Geleneksel birim kök testlerinin yapısal kırılmayı dikkate almaması literatürde birim kök testlerine yapısal kırılmayı da dahil eden testlerin geliştirilmesine neden olmuştur. Perron (1989)'da serideki kırılmaların birim kök sınamasını etkileyebileceği görüşü ortaya atılmış ve kırılmanın dışsal olarak belirlendiği bir

birim kök testi geliřtirmiřtir. Perron (1989)'u takiben Zivot ve Andrews (1992) tarafından kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiđi bir birim kök testi, Lee ve Strazicich (2004) tarafından da LM testine dayanan bařka bir kırılmalı birim kök testi geliřtirilmiřtir. Bahsi geen bu testler seride tek kırılma olduđunu varsaymaktadırlar ancak seride iki kırılma varsa bu testler yanlıř sonulara ulařılmasına yol aabilmektedir. Lumsdaine ve Papell (1997) bu durumu göz önüne alarak seride iki kırılma olduđunda sınama yapılmasını sađlayan bir birim kök testi geliřtirmiřlerdir. Bu alıřmayı takiben Lee ve Strazicich (2003) de çift kırılmalı LM testini geliřtirmiřtir.

Kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin yanı sıra eřikli birim kök testleri de literatürde sıklıkla kullanılmaktadır. Bu testler serinin zaman içinde bir noktada ekonomideki yapısal durum nedeniyle kırılmaya uğradığı deđil, ekonominin yapısı geređi ekonomik deđiřkenlerin bazı deđerlerin altında ve üstünde farklı hareket ettiđi görüşüne dayanmaktadır. Enders ve Granger (1998) tarafından ortaya atılan bu fikir Caner ve Hansen (2001)'de geliřtirilmiřtir.

Yukarıda bahsi geen birim kök testleri zaman serisinin birçok özelliđini dikkate alsa da sınama için mevsimsellikten arındırılmıř seriler kullanmak zorundadırlar. Gil-Alana (2005) ve Gasmı (2013) alıřmalarında bir zaman serisini mevsimsellikten arındırmanın güvenilir olmayan sonulara neden olabileceđini vurgulamıřlardır. Bu alıřmada, zaman serilerini mevsimsellikten arındırmanın güvenilirlik problemine yol aabileceđi görüşü dikkate alınarak, Türkiye sanayi üretim endeksi serisini mevsimsellikten arındırmanın dođru bir yaklařım olup olmadığı ve buna bađlı olarak sanayi üretim endeksi serisinin periyodik durađanlık özellikleri incelenecektir.

## 2. Literatür Taraması

Literatürde Türk imalat sanayi endeksi serisini kullanan alıřmalara bakıldıđında, Hasanov (2008) ilgili endeksi enflasyon belirsizliđinin üretim aığı üzerindeki etkisini arařtırmakta kullanmıřtır. Aylık periyotta 1986-2006 verilerinin kullanıldıđı alıřmada, sanayi üretim endeksinin durađanlıđı ADF birim kök testi ile sınanmıř ve sabit ve trendin birlikte dahil edildiđi model için sanayi üretim endeksinin durađan olduđu sonucuna varılmıřtır. Aynı zamanda alıřmada Lumsdaine ve Papell testi ile sanayi üretim endeksinde 1994 ve 2000 yıllarında yapısal kırılma tespit edilmiřtir. Bilgin ve řahbaz (2009) ise 1987-2007 dönemi aylık verileri ile Türkiye için büyüme ve ihracat arasındaki nedensellik iliřkisini arařtırmıřtır. Hasanov (2008)'de olduđu gibi birim kökü sınamada ADF testinin kullanıldıđı alıřmada sabit ve trendin dahil edildiđi model ile sanayi üretim endeksinin düzeyde durađan olmadığı sonucuna

varılmıştır. İki çalışmanın inceleme dönemleri birbirine çok yakın ve yöntemleri aynı olmasına rağmen, çalışmalarda ulaşılan sonuçların birbirinden farklı elde edildiği dikkat çekmektedir.

Koçak (2009), sanayi üretim endeksi üzerindeki tatil etkisini araştırmak üzere bir model geliştirmiş ve bu modeli 2005:01-2008:12 dönemi Türkiye sanayi üretim endeksi serisine uygulamıştır. Çalışmada elde edilen modelin uygulama sonuçları bayram tatilleri gibi hareketli tatillerin sanayi üretim endeksi üzerinde anlamlı ve negatif etkisi olduğunu göstermiştir. Gürel ve Tiryakioğlu (2012), Türkiye sanayi üretim endeksi serisinin durağanlığını mevsimsel birim kök sınaması ile araştırmıştır. 1977:1-2008:4 dönemi çeyreklik verilerden oluşan toplam sanayi üretim endeksi ve üç alt sektör temelinde hesaplanan sanayi üretim endeksi serilerinin incelendiği çalışmada, durağanlığı araştırmak için beş farklı model kullanılmıştır. Araştırma bulguları, sanayi üretim endeksi serilerinin tamamının sıfır frekansında mevsimsel olmayan birim kök ve mevsimsel olmayan trend içerdiği şeklindedir. Elektrik ve toplam sanayi üretim endeksi serilerinin ise tüm frekanslarda durağan olmadığı sonucu elde edilmiştir. Ertuğrul ve Soytaş (2013) ise, düzeyde, logaritmik, mevsimsellikten arındırılmış düzeyde ve mevsimsel arındırılmış logaritmik sanayi üretim endeksinin durağanlık özelliklerini 2005:1-2012:6 dönemi için araştırmıştır. Ayrıca çalışmada yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri (ADF, PP, KPSS, ERS, ERS Point Optimal ve Ng-Perron) ile yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin (Zivot-Andrews, Lee-Strazicich) sonuçları da karşılaştırılmıştır. Çalışma, sanayi üretim endeksi serisinin durağanlığı ile ilgili bulguların serinin mevsimsellikten arındırılıp arındırılmamasına göre, kullanılan test yöntemine göre ve birim kök sınama yönteminin yapısal kırılmayı dikkate alıp almamasına göre farklılaştığını göstermesi açısından oldukça önemlidir.

### 3. Metodoloji

Bir zaman serisinde mevsimsel yapı; eğer seri yılın çeyreği, ayı veya haftanın günü gibi mevsimsel faktörlerden etkileniyorsa meydana gelmektedir. Mevsimsellik her zaman sabittir ve bilinen bir döneme veya başka bir deyişle periyoda sahiptir. Dolayısıyla mevsimsel zaman serileri bazen periyodik zaman serisi olarak da adlandırılmaktadır.

Ancak bir zaman serisinin mevsimsel olarak modellenmesi ve periyodik modellenmesi arasında önemli farklılık vardır. Mevsimsel zaman serisi analizi, mevsimsel otoregresif (Seasonal AR) veya mevsimsel hareketli ortalama (Seasonal MA) ile seriyi açıklamaya çalışır. Periyodik zaman serisi analizi ise her periyod için farklı bir mevsimsel otoregresif (AR) veya mevsimsel hareketli ortalama (MA)

karakteristiği ortaya koymaktadır. Örneğin  $p$  gecikme düzeyi olmak üzere tek değişkenli bir periyodik otoregresif (PAR( $p$ )) modeli,

$$y_t = \phi_{1s}y_{t-1} + \dots + \phi_{ps}y_{t-p} + \varepsilon_t; s = 1, 2, \dots, 12, t = 1, 2, \dots, n, \varepsilon_t \sim iid(0, 1) \quad (1)$$

şeklinde yazılabilir. Burada  $n$  gözlem sayısını ifade etmektedir ve otoregresif parametreler her gecikme için aya bağlı olarak değişmektedir. Başka deyişle PAR( $p$ ) modeli, yılın her ayı için bir tane olmak üzere 12 farklı AR( $p$ ) modeli içermektedir. Hyndman (2011), periyodik modellerin hem çevrimsel (cyclic) hem de mevsimsel kalıpları mevsimsel ARMA modellerine kıyasla daha iyi ele alabildiğini ifade etmiştir.

PAR( $p$ ) tipi model önceden de belirtildiği gibi serinin frekansı sayısınca AR modeli içermektedir yani aylık bir seri için modelde 12 ayrı AR modeli kullanılarak ele alınmaktadır. Dolayısıyla aylık bir seri için (1) eşitliği, daha kullanışlı olan çok değişkenli gösterim ya da aylık vektör gösterimi ile yeniden yazılabilir.

$$\Phi_0 Y_{s,T} = \Phi_1 Y_{s,T-1} + \dots + \Phi_p Y_{s,T-p} + \varepsilon_T; \varepsilon_T \sim iid(0, 1) \quad (2)$$

Burada  $\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_p$ , (1) eşitliğindeki parametreleri içeren (12×12) boyutundaki parametre matrisleridir. Matris parametreleri  $i, j = 1, 2, \dots, 12$  ve  $k = 1, 2, \dots, p$  olmak üzere şu şekilde tanımlanmaktadır.

$$\Phi_0(i, j) = \begin{cases} 1, i = j \\ 0, j > i \\ -\phi_{i-j, i}, j < i \end{cases}$$

$$\Phi_k(i, j) = -\phi_{i+12k-j, i}$$

$\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_p$  matrisleri yardımıyla,  $\Gamma \equiv \Phi_0^{-1} \Phi$  olmak üzere  $\Gamma \Phi^{-1}$  şeklinde tanımlanmış olan şokların birikimlerinin etkileri hesaplanabilir.  $\Gamma \Phi^{-1}$  şeklindeki etki (impact) matrisi, stokastik trend ve mevsimsel dalgalanma arasındaki ilişkinin belirlenmesi açısından önemlidir.

Her bir mevsime ait çarpanlarına ayrılmış AR( $p$ ) modelinin köklerinin hepsi gerçek değerler ise, PAR( $p$ ) modeli eşitlik (3)'teki gibi gösterilebilir.

$$y_t - \alpha_s y_{t-1} = \beta_{1s}(y_{t-1} - \alpha_{s-1} y_{t-2}) + \dots + \beta_{(p-1)s}(y_{t-(p-1)} - \alpha_{s-(p-1)} y_{t-p}) + \varepsilon_t;$$

$$\varepsilon_t \sim iid(0,1) \quad (3)$$

Eşitlik (3), eşitlik (1)'in periyodik olarak fark alınmış biçimidir. Bu gösterim, seri periyodik bütünleşik (periodically integrated (PI)) olduğunda kullanışlı hal almaktadır. Birim kök içeren bir  $y_t$  zaman serisinin periyodik bütünleşmeye sahip olması için, bu serinin  $s = 1, 2, \dots, 12$  olmak üzere  $L$  gecikme operatörü iken  $(1 - \alpha_s L)y_t$  dönüşümü geçirmiş serinin birim kök içermemesini sağlayan uygun mevsimsel olarak değişen parametrelere ( $\alpha_s$ ) sahip olması gerekmektedir (López-de-Lacalle, 2005). Franses (1996) birinci dereceden periyodik bütünleşikliği,  $y_t$  serisinden stokastik trendin ayıklanması amacıyla  $s = 1, 2, \dots, 12$  için  $\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 \alpha_5 \alpha_6 \alpha_7 \alpha_8 \alpha_9 \alpha_{10} \alpha_{11} \alpha_{12} = 1$  ve  $\alpha_s \neq \alpha$  özelliklerini taşıyan mevsimsel olarak değişen  $\alpha_s$  katsayısı var iken  $(1 - \alpha_s L)$  fark filtresinin gerekliliği durumu olarak tanımlamıştır.

Periyodik olarak fark alınmış gösterim ele alındığında, (3) numaralı model tüm  $s = 1, 2, \dots, 12$  için doğrusal olmayan  $\prod_{s=1}^{12} \alpha_s = 1$  kısıtı altında doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahminlenebilir.

Yukarıdaki kısıt,  $s = 1, 2, \dots, 12$  için  $\alpha_s = 1$  ve  $\alpha_s = -1$  olduğu durumda test edilmelidir. Birinci durum  $(1 - L)$  fark alma filtresini meydana getirirken, ikincisi  $(1 + L)$  fark alma filtresini zorunlu kılmaktadır. Bu nedenle, kısıt uzun dönem birim kök 1, mevsimsel birim kök -1 içerebilir ya da bunlardan hiçbirini içermeyebilir.

Yukarıdaki hipotez reddedilemediğinde sürecin I(1) zaman serileri için PAR süreci (PARI) olduğu söylenebilir. Aksi takdirde, PAR modeli periyodik olarak bütünleşik AR modeli (PIAR) olarak adlandırılır ve periyodik fark alma filtresi eşitlik (3)'teki  $\alpha_s$  tahminlerinden elde edilir.

#### 4. Veri ve Bulgular

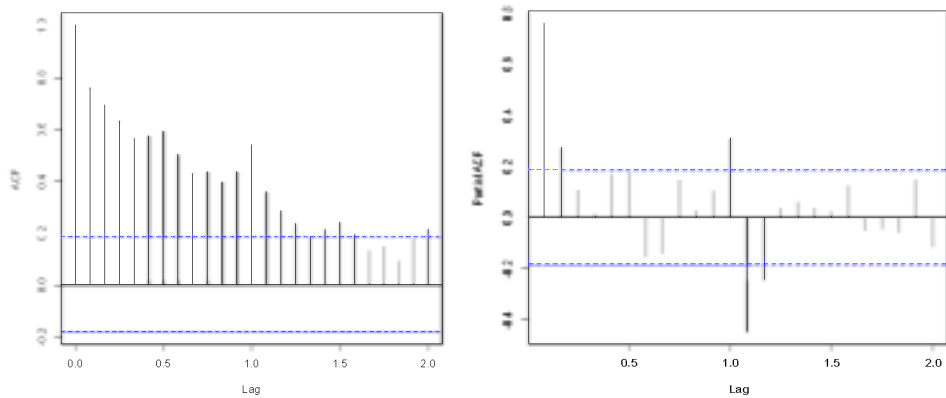
Sanayi üretim endeksinin periyodik özelliklerinin araştırdığı bu çalışmada 2005:01-2014:06 dönemi Türkiye toplam sanayi üretim endeksi serisi kullanılmıştır. TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden elde edilen aylık frekanstaki sanayi üretim

endeksinin baz yılı 2010'dur. Çalışmada kullanılan veriler periyodik özelliklerin tespit edilebilmesi için herhangi bir dönüşüm işlemine tabi tutulmamıştır.

Ekonometrik analize geçilmeden önce, Türkiye sanayi üretim endeksi serisinin durağanlık ve periyodiklik özelliklerini incelemek amacıyla  $k = 20$  gecikme için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) katsayılarını gösteren korelogramlar çizilmiştir. Çizilen ACF ve PACF grafikleri Şekil 1'de verilmektedir.

Sanayi üretim endeksinin otokorelasyon grafiği, geometrik olarak azalan ve genellikle güven sınırlarının dışına taşan bir görünüm sergilemektedir. Bu durum sanayi üretim endeksi serisinin durağan olmadığını gösterir. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri birlikte ele alındığında sanayi üretim endeksi serisinin AR(2) modeline uyduğu söylenebilir. Ancak kısmi otokorelasyon sayılarının 12 ve 13. gecikmeler için güven aralıklarının dışında yer alması, serinin aynı zamanda periyodiklik özelliği taşıdığını da göstermektedir ve dolayısıyla sanayi üretim endeksi serisinin bir PAR(2) modeli olduğu söylenebilir.

**Şekil 1. Sanayi Üretim Endeksinin ACF ve PACF Grafikleri**



Serinin gerçekten periyodik olup olmadığı ise formel olarak F-testi ile sınanabilir. Belirlenen gecikme derecesinde periyodikliğin varlığı  $s=1,2,\dots,12$  ve  $i=1,2,\dots,p$  için seri periyodik değildir ( $\varphi_{is}=\varphi_i$ ) boş hipotezine karşılık periyodiktir alternatif hipotezi ile test edilebilir. Sanayi üretim endeksi için yapılan sınamaya ait bulgular Tablo 1'de sunulmaktadır.

**Tablo 1. Otoregresif Parametrelerde Periyodiklik Testi**

Deterministik Bileşen	Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	p-değeri
MS	1.86	(22,98)	0.0211
MS+MT	1.89	(22,97)	0.0185

Ele alınan PAR(2) modelinin periyodiklik sınaması, sadece mevsimsel sabitin (MS) yer aldığı model ile hem mevsimsel sabitin hem de mevsimsel trendin (MT) yer aldığı model için gerçekleştirilmiştir. Tablo 1’de sunulan bulgular her iki model için de boş hipotezi reddetmekte ve sanayi üretim endeksinin periyodiklik özelliği taşıdığını işaret etmektedir.

ACF ve PACF bulguları ve Tablo 1’deki sonuçlar sanayi üretim endeksinin periyodik zaman serisi araçları ile modellenebileceğini ifade etmektedir. Dolayısıyla sanayi üretim endeksi PAR(2) şeklinde modellenmeye uygundur. İlgili modelin katsayıları ise Tablo 2’de verilmektedir.

**Tablo 2. PAR(2) Modelinin Katsayıları**

Deterministik Bileşen	Katsayı	s=1	s=2	s=3	s=4	s=5	s=6
		$\alpha_{1s}$	0.61	0.53	1.24	0.23	0.55
MS	$\alpha_{2s}$	0.66	0.38	-0.29	0.69	0.41	0.26
		s=7	s=8	s=9	s=10	s=11	s=12
	$\alpha_{1s}$	1.47	-0.48	-0.01	0.06	-0.01	0.24
	$\alpha_{2s}$	-0.33	1.17	0.85	0.97	1.09	1.08
MS+MT	Katsayı	s=1	s=2	s=3	s=4	s=5	s=6
	$\alpha_{1s}$	0.56	0.46	1.33	0.28	0.22	0.65
	$\alpha_{2s}$	0.60	0.37	-0.45	0.56	0.64	0.09
		s=7	s=8	s=9	s=10	s=11	s=12
	$\alpha_{1s}$	1.07	-0.79	0.03	0.01	-0.11	0.20
	$\alpha_{2s}$	-0.09	1.39	0.70	0.86	1.04	0.98

Tablo 3 ise PAR(2) modelinin periyodik değişen varyansa sahip olup olmadığına dair sınamanın sonuçlarını göstermektedir. Periyodik değişen varyans testi,  $\varepsilon_t$  PAR(2) modelinin hata terimi,  $S$  serinin periyodikliği ve  $D$  de ilgili periyodu belirten kukla değişken olmak üzere;

$$\varepsilon_t^2 = \omega_0 + \omega_1 D_{1,t} + \dots + \omega_{s-1} D_{s-1,t} + v_t$$

yardımcı regresyonunu ile  $\omega_j=0$   $j=1, \dots, S-1$ , yani periyodik değişen varyans yoktur, boş hipotezini F-istatistiği kullanarak sınamaktadır. Bulgular PAR(2) modelinin periyodik değişen varyans taşıdığını göstermektedir. Bu bulgu da PAR(2) modelinin



kendi başına seriyi ve serinin periyodik özelliklerini tanımlamakta yetersiz kaldığını göstermektedir. Dolayısıyla serinin durağanlığı, özellikle periyodik durağanlık özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir.

**Tablo 3. Periyodik Değişen Varyans Testi**

Deterministik Bileşen	Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	p-değeri
MS	3.33	(11,111)	0.0005
MS+MT	3.03	(11,111)	0.0014

Önceki bulgular ışığında sanayi üretim endeksinin durağanlık özellikleri ele alınırken, periyodiklik incelenen serinin önemli bir karakteristiği olarak ortaya çıkmaktadır ve göz ardı edilmemesi gereken bir unsurdur. Ön sınama amacıyla  $\Gamma$  matrisin özdeğerleri Tablo 4'te incelendiğinde yakın değerler ortaya çıktığı gözlemlenmektedir. Bu da tek bir birim kökün var olabileceği anlamına gelmektedir.

**Tablo 4.  $\Gamma \equiv \Phi_0^{-1}\Phi_1$  Matrisinin Özdeğerleri**

	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	$\lambda_6$	$\lambda_7$	$\lambda_8$	$\lambda_9$	$\lambda_{10}$	$\lambda_{11}$	$\lambda_{12}$
MS	0.748	0.003	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MS+MT	0.299	0.001	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Sanayi üretim endeksinin birim kök içerip içermediği  $\prod_{s=1}^{12} \alpha_s = 1$  doğrusal olmayan kısıtının sınanması ile formel olarak test edilebilir. Eğer bu kısıt reddedilemez ise seri birim kök taşıyor demektir. Tablo 5'te sunulan test sonucuna göre mevsimsel sabit bileşen varken olabirlik oranı LR test istatistiği 1.34 ve LR<sub>t</sub> test istatistiği -1.16 olarak elde edilmiştir. Her iki test de birim kök vardır boş hipotezini %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde reddedememiştir.

**Tablo 5. Birim Kök Testi**

	Test İstatistiği	Kritik Değerler	
		%5	%10
LR	1.34	9.24	7.52
LR <sub>t</sub>	-1.16	-2.86	-2.57

Tablo 5 birim kök olduğunu ifade etmesine rağmen, sanayi üretim endeksinin durağanlık özellikleri açısından yeterli bilgi sağlamamaktadır. Periyodik zaman

serisi modellerinde birim kök iki şekilde ortaya çıkabilir; seri “bütünleşik” olabilir yani model PARI(2) şeklinde oluşur ya da seri “periyodik bütünleşik” olarak ortaya çıkabilir yani seri PIAR(2) olabilir. Bu ayırım ise  $s = 1, 2, \dots, 12$  olmak üzere

$$H_0: \alpha_s = 1 \quad \text{ve} \quad H_0: \alpha_s = -1$$

hipotezlerinin ayrı ayrı test edilmesi ile yapılmaktadır. Tablo 6’da mevsimsel sabit deterministik bileşenli model için  $\alpha_s = 1$  boş hipotezi reddedilmemektedir ancak  $\alpha_s = -1$  hipotezi %99 güven aralığında reddedilmektedir. Dolayısıyla sanayi üretim endeksi durağan değildir ve bunun kaynağı serinin periyodik bütünleşikliğidir. Başka bir deyişle sanayi üretim endeksi PIAR(2) şeklinde modellenebilmektedir.

**Tablo 6. Bütünleşiklik ve Periyodik Bütünleşiklik Ayırım Sınaması**

Boş Hipotez	Test İstatistiği	p-değeri
$\alpha_s = 1$	1.42 (11,88)	0.17622
$\alpha_s = -1$	3.22 (11,88)	0.00102

Sanayi üretim endeksi bu durumda  $\varepsilon_t \sim iid(0, 1)$  olmak üzere

$$y_t - \alpha_s y_{t-1} = \beta_s (y_{t-1} - \alpha_{s-1} y_{t-2}) + \varepsilon_t$$

şeklinde parametrize edilerek modellendiğinde, katsayılar Tablo 7’de sunulduğu şekildedir. Tablo 7’de verilen parametrelere sahip modelin  $I$  matrisinin tek bir öz değeri bir ve diğerleri ise sıfır olarak bulunmaktadır.

**Tablo 7. PIAR(2) Modelinin Katsayıları**

Katsayı	s=1	s=2	s=3	s=4	s=5	s=6
$\alpha_s$	1.256	0.871	0.918	1.013	0.981	0.890
$\beta_s$	-0.640	-0.308	0.335	-0.767	-0.410	-0.237
	s=7	s=8	s=9	s=10	s=11	s=12
$\alpha_s$	1.109	0.618	1.415	0.790	1.404	1.047
$\beta_s$	0.383	-1.059	-1.411	-0.716	-1.396	-0.787

Sanayi üretim endeksinin Tablo 7’de gösterildiği şekilde olan PIAR(2) modeline ait etki (impact) matrisi ise Tablo 8’de verilmiştir. Etki matrisi metodoloji başlığı altında da belirtildiği gibi stokastik trend ve mevsimsel dalgalanma arasındaki

ilişkiyi belirlemede kullanılmaktadır. Etki matrisinde değerlerin en yüksek olduğu satıra karşılık gelen mevsimde tüm şokların birikiminin etkisi daha şiddetli ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla serinin stokastik trendinde dalgalanma ortaya çıkması daha muhtemeldir. Benzer şekilde en yüksek değerlere sahip sütuna karşılık gelen mevsim de en yüksek uzun-dönem etkiye sahiptir.

Tablo 8’de en yüksek satır değerleri; Kasım, Aralık ve Ocak aylarına karşılık gelen satırlarda gözlemlenmektedir. Bu durumda bu aylarda meydana gelen şokların birikiminin etkisi daha yüksektir. En yüksek sütun değerlerine ise Ağustos, Eylül, Ekim ve Kasım aylarına karşılık gelen sütunlarda ulaşılmaktadır. Dolayısıyla bu aylarda oluşan şokların etkisi daha uzun dönemli olarak ortaya çıkmaktadır.

**Tablo 8. Şokların Zamana Bağlı Değişen Birikimi**

1.000	1.148	1.251	1.235	1.259	1.415	1.276	2.064	1.459	1.847	1.316	1.256
0.871	1.000	1.090	1.075	1.097	1.232	1.111	1.797	1.270	1.609	1.146	1.094
0.799	0.918	1.000	0.987	1.006	1.131	1.020	1.650	1.166	1.476	1.051	1.004
0.810	0.930	1.013	1.000	1.020	1.146	1.033	1.671	1.181	1.496	1.065	1.017
0.794	0.912	0.994	0.981	1.000	1.123	1.013	1.639	1.158	1.467	1.045	0.998
0.707	0.812	0.884	0.873	0.890	1.000	0.902	1.459	1.031	1.306	0.930	0.888
0.784	0.900	0.981	0.968	0.987	1.109	1.000	1.617	1.143	1.448	1.031	0.984
0.485	0.556	0.606	0.598	0.610	0.685	0.618	1.000	0.707	0.895	0.637	0.609
0.686	0.787	0.858	0.847	0.863	0.970	0.875	1.415	1.000	1.266	0.902	0.861
0.541	0.622	0.677	0.668	0.682	0.766	0.691	1.117	0.790	1.000	0.712	0.680
0.760	0.873	0.951	0.939	0.957	1.075	0.970	1.569	1.109	1.404	1.000	0.955
0.796	0.914	0.996	0.983	1.002	1.126	1.016	1.643	1.161	1.471	1.047	1.000

## 5. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye sanayi üretim endeksinin durağanlık özellikleri detaylı olarak ele alınmıştır. Bir serinin taşıdığı periyodik özelliklerin serinin ayrılmaz bir parçası olduğu görüşünden hareketle sanayi üretim endeksi periyodik zaman serisi araçları ile incelenmiştir. İlk olarak serinin periyodik özellik gösterip göstermediği sınılanmış, serinin periyodiklik taşıdığı bulgusuna ulaşıldığı için serinin analizine PAR modeli çerçevesinde devam edilmiştir. İleriki aşamada serinin birim kök taşıdığı gözlemlenmiştir. Ancak periyodik zaman serilerinde bütünlük iki şekilde ortaya çıkmaktadır. İlki zaman serilerinde sıklıkla karşılaşılan basit bütünlük; ikincisi ise periyodik zaman serilerine özgü periyodik bütünlüktür. Sanayi üretim endeksinin sınıma sonunda periyodik bütünlük olduğu gözlemlenmiştir. Başka bir

deyişle sanayi üretim endeksi mevsimsel birinci farkında durağan olarak bulunmuştur.

Ampirik bulgular sanayi üretim endeksinin PIAR(2) biçiminde modellenebileceğini iřaret etmektedir. Bu model çerçevesinde řokların zamana baėlı deėiřen birikiminin etkisinin řiddeti Kasım, Aralık ve Ocak aylarında maksimumdur ve řokların etkisi, bu řoklar Aėustos, Eylül, Ekim ve Kasım aylarında ortaya çıktığında daha kalıcı olmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre Kasım-Aralık-Ocak dönemindeki olumsuz bir gelişmenin sanayi üretim endeksi üzerinde daha büyük bir etkisi olacağından, uygulanacak politikaların seçiminde bu durumun göz önünde bulundurulması ve ilgili olumsuzluklara karşı daha etkili politikaların seçilmesi önemlidir. Ayrıca Aėustos, Eylül, Ekim ve Kasım aylarında etkisi kalıcı olan negatif řoklara dair alınacak politika önlemlerinin uygulama süresinin daha uzun olması gerekebilecektir.

## Kaynaklar

- Bilgin, C. ve A. Şahbaz (2009), "Türkiye'de Büyüme ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkileri", *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 177-198.
- Campbell, J. Y. ve Y. Perron (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", Ed. Olivier Jean Blanchard ve Stanley Fischer, *NBER Macroeconomics Annual*, 6, Cambridge: MIT Press, 141-200.
- Caner, M. ve B. Hansen (2001), "Threshold Autoregression with a Unit Root", *Econometrica*, 69(6), 1555-1596.
- Dickey, D. A. ve W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Enders, W. ve C. W. J. Granger (1998), "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 304-311.
- Ertuğrul, H. M. ve U. Soytaş (2013), "Sanayi Üretim Endeksinin Durağanlık Özellikleri", *İktisat İşletme ve Finans*, 28(328), 51-66.
- Franses, P. H. (1996), *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford: Oxford University Press.
- Gasmi, A. (2013), "Seasonal Adjustment versus Seasonality Modelling: Effect on Tourism Demand Forecasting", *Advances in Management & Applied Economics*, 3(4), 119-132.
- Gil-Alana, L. A. (2005), "Modelling International Monthly Arrivals Using Seasonal Univariate Long-Memory Processes", *Tourism Management*, 26, 867-878.
- Granger, C. W. J. ve P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gürel, S. P. ve M. Tiryakioğlu (2012), "Seasonal Unit Root: An Application to Turkish Industrial Production Series", *Business and Economics Research Journal*, 3(4), 77-90.
- Hasanov, M. (2008), "Enflasyon Belirsizliğinin Üretim Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 9(2), 191-206.
- Hyndman, R. (2011), "Cyclic and Seasonal Time Series", <http://robjhyndman.com/hyndsight/cyclicts/>, (Erişim: 01.09.2014).

- Koak, N. A. (2009), "Sanayi Üretiminde Tatil Etkileri", *Ekonometri ve İstatistik*, 10, 20-28.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, ve Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrica*, 54, 159-178.
- Lee, J. ve M. C. Strazicich (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082-1089.
- Lee, J. ve M. C. Strazicich (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University.
- López-de-Lacalle, J. (2005), "Periodic Autoregressive Time Series Models in R: The partsm Package", BILCODEC 2005 Working Paper, Universidad del País Vasco UPV/EHU - Departamento de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística). <http://www.ehu.es/repec/bilcodec/bc200501.pdf> , (Eriřim: 06.09.2014).
- Lumsdaine, R. L. ve D. H. Papell (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- Ng, S. ve P. Perron (1995), "Unit Roots Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Phillips, P. ve P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Zivot, E. ve D. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.