

# MEVSİMSEL RASYONEL BEKLENTİLER YAŞAM BOYU SÜREKLİ GELİR HİPOTEZİNİN TESTİ

Yrd. Doç. Dr. Uğur Sivri  
Karadeniz Teknik Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi



## Özet

Üçer aylık frekansta gözlenen tüketim harcamalarında ciddi boyutta mevsimsellik görülmektedir. Osborn (1988) ekonometrik analizden önce mevsimselliği gidermek yerine, tüketicinin fayda fonksiyonundaki parametrelerin mevsimlere göre değişmesine izin vererek söz konusu mevsimselliği modellemeyi tercih etmiştir. Osborn (1988) modeline göre tüketim harcamaları entegre olmuş birinci derecede periyodik otoregresyon süreci izlemelidir ve bu model Hall (1978)'in tesadüfi yürüyüş modelinin mevsimsel karşılığı olarak görülmektedir. Bu çalışmada özel nihai tüketim harcamalarının üç alt kalemini oluşturan gıda-içki harcamaları, yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları ile hizmet harcamaları incelenerek Osborn (1988) modelinin veriye uygunluğu Türkiye örneğinde araştırılmıştır. Regresyon denklemlerinde mevsimsel deterministik trend değişkenlerinin olmadığı durumda tahmin sonuçları açıkça Osborn (1988) modelini reddetmiştir. Buna karşılık, mevsimsel deterministik trend değişkenleri regresyon denklemlerine ilave edilip, uygun bir biçimde kısıtlandığında tahmin sonuçları incelenen seriye bağlı olarak farklılık göstermiştir. Bu durumda hizmet harcamaları için Osborn (1988) modelinin veri ile uyumlu olduğu tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Tüketim fonksiyonu, Osborn (1988) modeli, mevsimsellik, periyodik birim kök, periyodik otoregresif modeller.

## *Testing for Seasonal Rational Expectations Life Cycle Permanent Income Hypothesis*

### Abstract

Quarterly observed consumption expenditures exhibit significant seasonality. Rather than removing seasonality from data before econometric analysis, Osborn (1988) preferred to model seasonality by allowing parameters of consumer's utility function to vary with respect to seasons. According to the Osborn (1988), model consumption expenditures should follow periodically integrated autoregression of order one and this model regarded as seasonal analogue of Hall(1978)'s random walk model. In this study, three subitems of private final consumption expenditures, namely food-drink expenditures, semi durable and nondurable goods expenditures and service expenditures, are analyzed to see whether data is consistent with the Osborn (1988) model for Turkish case. When there were no seasonal deterministic trends in regression equations, estimation results clearly rejected the Osborn (1988) model. However, after these terms were added to regression equations and restricted appropriately, estimation results have varied with respect to investigated series. In this case, The Osborn (1988) model was found to be consistent with Turkish data for service expenditures.

**Keywords:** Consumption function, Osborn (1988) model, seasonality, periodic unit root, periodic autoregressive models.

## Mevsimsel Rasyonel Beklentiler Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezinin Testi

### 1. Giriş

Özel nihai tüketim harcamalarının tek başına GSYİH'daki değişimin % 85'ini<sup>1</sup> açıklaması, tüketim harcamalarının neden en önemli ekonomik değişkenlerden biri olduğunu açıklamaya yetecek bir kanıttır. Bu oran, özel nihai tüketim harcamalarının alt kalemlerini ve aynı zamanda bu çalışmanın konusunu oluşturan gıda-içki harcamaları, yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları ve hizmet harcamaları için sırasıyla % 79, % 4 ve % 92'dir.

Literatürde tüketim harcamalarının fonksiyonel biçimine ilişkin pek çok görüş mevcuttur. Keynesyenlere göre, tüketim harcamaları cari gelirin bir fonksiyonudur. Buna göre gelir arttıkça tüketim de artacak, ancak bu artış gelirdeki artıştan daha düşük olacaktır. Mutlak Gelir hipotezi olarak da adlandırılan bu teori, gelir düzeyi arttıkça ortalama tüketim eğiliminin azalacağını savunmaktadır. Modigliani ve Brumberg (1954) ile Ando ve Modigliani (1963) tarafından geliştirilen Yaşam Boyu Gelir hipotezine göre, tüketim harcamaları yalnızca cari gelirin değil aynı zamanda ve daha önemli bir biçimde yaşam boyu gelir beklentilerinin bir fonksiyonudur. Ayrıca bir stok değişken olan servetin cari dönemdeki değeri de tüketim fonksiyonunun açıklayıcı değişkenleri arasında yer almaktadır. Friedman (1957) tarafından

---

1 GSYİH büyüme oranının, sabit terim yanında nihai tüketim harcamaları büyüme oranı üzeri koşullu regresyon denkleminin  $R^2$ 'si.

geliştirilen ve Yaşam Boyu Gelir hipotezi gibi mikroekonomik temelden yola çıkan Sürekli Gelir hipotezine göre, tüketim harcamaları sürekli gelirin sabit bir oranıdır. Sürekli gelir ise gerek beşeri (emek geliri), gerekse beşeri olmayan (taşınır ya da taşınmaz varlıklardan elde edilen kazançlar) sermayeden elde edilmesi beklenen uzun dönemli gelirdir. Yaşam Boyu Gelir hipotezi ile Sürekli Gelir hipotezi arasındaki benzerlikler, literatürde her iki teörinin birleştirilerek Yaşam Boyu Sürekli Gelir (YBSG) hipotezi olarak adlandırılmasına neden olmuştur. Buna göre YBSG hipotezi, yaşam boyu elde edilebilir kaynaklar göz önünde bulundurularak tüketim seviyesinin tespit edildiği ve tüketici bütçelerinin dönem dönem değil de bir yaşam süresince denkleştirilmesine çalışıldığı bir hipotez olarak tanımlanabilir. Hall (1978) YBSG hipotezini, bireylerin rasyonel beklentilere sahip olduğu bir model içerisinde yeniden ele almıştır. Hall (1978)'ın Rasyonel Beklentiler-YBSG (RB-YBSG) hipotezinin en önemli öngörüsü tüketicinin tesadüfi yürüyüş (random walk) süreci izlediği, yani tüketim harcamalarındaki değişimin tamamen rassal olduğudur. Buna göre cari tüketim harcamaları üzerinde etkili olan tek değişken, bir önceki dönem tüketim harcamalarıdır. Gelirin cari ya da gecikmeli değerlerinin tüketim harcamaları üzerinde hiç bir etkisi yoktur.

Yıl içi (aylık, üçer aylık gibi) verilerin kullanılması durumunda tüketim harcamaları serisi de dahil olmak üzere pek çok ekonomik zaman serisinde görülen mevsimselliğin nasıl ele alınması gerektiği konusunda ekonometri literatüründe hızlı bir gelişme yaşandığı görülmektedir. Bu konudaki geleneksel yaklaşım ya ilgili denklemlere mevsimsel kukla değişkenler ilave edilmesi ya da mevsimsellikten arındırılmış serilerle çalışılması şeklindedir. Bunlardan ilki mevsimselliğin deterministik (sabit) olduğunu ve incelenen fonksiyondaki parametrelerin basitçe mevsimlere göre aşağı veya yukarı doğru kaydığını kabul etmektedir. Oysa mevsimsel bileşenin sabit olmaktan ziyade değişken olması için pek çok neden vardır. Öncelikle iklim değişmekte ve buna bağlı olarak yağış, sıcaklık ve güneşli saatlerin süresinde önemli değişiklikler gözlenmektedir. Bunun yanında, sulama ve depolama olanaklarındaki artış ile biyolojik araştırmalar üretim tekniğinde içsel bir değişime neden olmaktadır. Bu iki değişim incelenen serideki mevsimsel bileşenin değişmesine neden olabilir. Ayrıca, okul tatili, vergi, ücret ve prim ödeme günlerindeki değişiklikler gibi kurumsal değişiklikler ve turizm sektörü örneğinde olduğu gibi alışkanlıkların değişmesi de mevsimsel bileşeni değiştirebilecektir (Hylleberg vd., 1993: 323).

Bu hususta kullanılan diğer yaklaşım serinin mevsimsellikten arındırılmasıdır. Bu amaçla kullanılan mevsimsel düzeltme tekniklerinin en önemli varsayımı mevsimsel bileşen ile diğer bileşenlerin (trend, konjonktür ve düzensiz) birbirinden bağımsız olduğudur. Oysa mevsimsel hareketlerin -pür

çarpımsal mevsimsellik dışında- konjonktür ve/veya trende bağlı olduğu pek çok örnek düşünülebilir. Örneğin, ekonomik durumun genel olarak zayıf olduğu bir dönemde indirimli satışların (clearance sales) erken başlaması durumunda mevsimsellikteki değişimin nedeni konjonktüredir (Franses, 1996: 60). Başka bir örnek olarak, pek çok gelişmiş ülkede kullanılabilir gelirdeki artış, bireylerin yıl içerisinde birden çok kez tatil yapmasına olanak sağlamıştır. Bu da dayanıklı olmayan tüketim malı harcamalarında gözlenen mevsimselliği etkileyebilecektir. Bu nedenle bazı ekonomik zaman serileri için mevsimsel ve mevsimsel olmayan bileşeni birbirinden ayırmak, söz konusu bileşenlerin birbirleriyle etkileşim halinde olması nedeniyle, kolay değildir (Franses, 1996: 79). Franses (1996: 82-83) çalıştırmış olduğu regresyon denklemleriyle bu düşüncüyü destekleyen kanıtlar da sunmuştur.

Geleneksel yaklaşımdan farklı olarak Osborn (1988), (bundan sonra Osborn) mevsimselliğin iktisadi model içerisinde ele alınması gereken bir özellik olduğunu belirtmiş ve mevsimselliği doğrudan doğruya tüketicinin fayda fonksiyonuna ilave etmiştir. Osborn modelinin en önemli öngörüsü, tüketim harcamalarının birim kök içeren birinci derece periyodik otoregresif (PIAR(1)) bir sürece sahip olduğudur. Bu model Hall (1978)'ın tesadüfi yürüyüş modelinin mevsimsel karşılığı olarak görülmektedir.

Yukarıda değinilen alternatif tüm tüketim teorilerinde, tüketimin parasal bir harcama olarak değil de mal ve hizmetlerin reel tüketimi olarak ele alındığını göz önünde bulundurmak gerekir. Dolayısıyla bu teoriler hizmet harcamalarını ve dayanıklı olmayan mallara yönelik harcamaları açıklamaya çalışmaktadır. Otomobil, bilgisayar, müzik seti gibi dayanıklı mallara yönelik harcamalar ise teorilerin kapsamı dışındadır. Ancak dayanıklı mal stokunda belirli bir dönem içinde oluşan aşınma için de yukarıdaki teorilerin incelenebileceğini belirtmek gerekir.

Leong ve McAleer (1999), Osborn'un Mevsimsel RB-YBSG hipotezini İsveç ekonomisi için araştırmıştır. Çalışmada üçer aylık verilerle 1963.I-1988.I dönemi için kişi başına reel dayanıklı olmayan tüketim malı harcamaları analiz edilmiştir. PIAR(1) modelinin söz konusu seriyi açıklayamaması nedeniyle Mevsimsel RB-YBSG hipotezi İsveç ekonomisi için ret edilmiştir. Leong (2001) aynı hipotezi, Avustralya, İngiltere ve Almanya için araştırmıştır. Reel dayanıklı olmayan tüketim malı harcamaları Avustralya 1959.III-1993.III, İngiltere 1955.I-1988.IV ve Almanya 1960.I-1987.IV dönemleri için incelemiştir. PIAR(1) modeli tahmin sonuçları yalnızca Almanya için Mevsimsel RB-YBSG hipotezini destekleyici bulunmuştur.

Bu çalışmanın amacı Osborn'un Mevsimsel RB-YBSG hipotezini Türkiye ekonomisi için test etmektir. Bu amaçla üçer aylık veriler kullanılarak

1987.I-2007.III dönemi için, özel nihai tüketim harcamalarının alt kalemlerini oluşturan gıda-içki harcamaları, yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları ile hizmet harcamaları serileri analiz edilecektir. Çalışmanın geri kalan bölümü şu şekilde düzenlemiştir; ikinci bölümde ampirik analizin teorik altyapısını oluşturan Osborn modeli tanıtılacaktır. Bu kısımda Osborn modelinin temel düşüncesi, varsayımları ve Hall (1978) modelinden farklılıkları üzerinde durulacaktır. Üçüncü bölümde analizde kullanılan verinin, denklemlerin ve bu denklemlere ilişkin istatistiklerin tanıtılması amaçlanmaktadır. Dördüncü bölümde, bulguların Osborn modeli ile ne kadar uyumlu olduğu tartışılacaktır. Beşinci ve son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılacaktır.

## 2. Osborn Modeli

Harcamaların yıl içindeki dağılımının, mevsimler itibariyle farklılık gösterebilecek zevk ve tercihlere göre yapılabileceği düşüncesi Osborn modelinin temelini oluşturmaktadır. Bu düşünce ise tüketicinin fayda fonksiyonundaki bir parametrenin mevsimlere göre değişmesine izin vererek modellenmektedir. Osborn modelinde tüketicinin bir dönemlik fayda fonksiyonu;

$$u_t = \frac{c_t^{1-\beta_s}}{1-\beta_s}, \quad 0 < \beta_s < 1, \quad s = 1, \dots, 4 \quad (1)$$

şeklindedir. Burada  $c_t$  tüketimi göstermektedir. (1) numaralı fonksiyonda yer alan ve her bir çeyrek için farklı bir değer alabilen  $\beta_s$  parametresi, Hall (1978) modelinde  $\beta$  şeklindedir, diğer bir deyişle her bir çeyrek için aynıdır. Osborn (1988: 257) bu farklılığın gerekçesini şu şekilde açıklamaktadır: “Harcamaların yıl içindeki dağılımı tüketiciler için bir tercih sorunudur. Bu nedenle bu dağılım, tüketicilerin farklı mevsimlerde yaptığı harcamalardan sağladığı tatmine göre şekillenmelidir. Her ne kadar dördüncü çeyrekteki yüksek harcamaların bir kısmı, ilave aydınlatma ve ısınma harcamaları nedeniyle kış mevsimiyle ilişkilendirilebilse de, en düşük harcama dönemi olan ilk çeyrekte de benzer harcamalar yapılmaktadır. Son çeyrekteki en yüksek harcama kalemleri, ilk çeyrekle kıyaslandığında, tütün ve alkollü içki, giyim ve ayakkabı ile diğer mallara yönelik harcamalardır. Bu kalemlerin en azından ilki ve sonuncusu için, harcamaların dağılımı bir zorunluluktan kaynaklanmaktan ziyade bir tercih sonucudur ve bu da (1) numaralı fonksiyondaki  $\beta_s$  parametresinin dönemler itibariyle değişmesine neden olmaktadır”.

Osborn modelinin toplam fayda fonksiyonu aşağıdaki gibidir;

$$U_t = \sum_{i=0}^T \alpha_s^i u_{t+i}, \quad 0 < \alpha_s \leq 1, \quad s = 1, \dots, 4 \quad (2)$$

(2) numaralı fonksiyonda  $\alpha_s$  ile ifade edilen iskonto oranının her bir mevsim itibariyle değişmesi Osborn modelini, Hall (1978) modelinden ayıran diğer bir özelliktir. Tüketicinin karşı karşıya olduğu problem, toplam fayda fonksiyonunu aşağıdaki bütçe kısıtı altında maksimize etmektir;

$$c_{t+1} = y_{t+1} - a_{t+1} + a_t(1+r) \quad (3)$$

Burada  $y_t$  reel geliri,  $a_t$  varlıkların reel değerini,  $r$  ise sabit olduğu varsayılan reel faiz oranını göstermektedir. Maksimizasyon neticesinde aşağıdaki denkleme ulaşılır;

$$\frac{c_{t+1}^{-\beta_{s+1}}}{c_t^{-\beta_s}} = \frac{1}{\alpha_{s+1}(1+r)} \quad (4)$$

Bu denkleme bir hata teriminin ( $\varepsilon_{t+1}$ ) ilave edilmesi ve denklemin her iki tarafının logaritmasının alınmasıyla,

$$\beta_{s+1} \ln c_{t+1} = \beta_s \ln c_t - \ln \left[ \frac{1}{\alpha_{s+1}(1+r)} + \varepsilon_{t+1} \right] \quad (5)$$

bulunur. Rasyonel beklentiler varsayımı  $\varepsilon_{t+1}$ 'in ortalamasının sıfır ve otokorelasyonsuz olmasını gerektirir. Ayrıca t döneminde elde edilebilir bilgiye bağlı olarak  $\ln \left[ \frac{1}{\alpha_{s+1}(1+r)} + \varepsilon_{t+1} \right] \sim N(\mu_{s+1}, \sigma^2)$  varsayılırsa, log-normal dağılımın özelliklerinden yararlanarak

$$E_t \left[ \frac{1}{\alpha_{s+1}(1+r)} + \varepsilon_{t+1} \right] = \exp \left( \mu_{s+1} + \frac{1}{2} \sigma^2 \right) \quad (6)$$

yazılabilir. Burada  $E_t$ , t döneminde elde edilebilir tüm bilgiye bağlı olarak gerçekleştirilen beklenen değer işlemcisini,  $\exp$  ise üssel fonksiyonu göstermektedir. Beklenen değer işlemcisinin kullanılmasıyla

$$\mu_{s+1} = \ln \left[ \frac{1}{\alpha_{s+1}(1+r)} \right] - \frac{1}{2} \sigma^2 \quad (7)$$

ifadesine ulaşılır. Bu durumda (5) numaralı denklem yaklaşık olarak şu şekilde yeniden yazılabilir;

$$\ln c_{t+1} = \gamma_{s+1} + \phi_{s+1} \ln c_t + u_{t+1} \quad (8)$$

$$\text{Burada } \gamma_{s+1} = \frac{1}{\beta_{s+1}} \left[ \ln \alpha_{s+1} + \ln(1+r) + \frac{1}{2} \sigma^2 \right] \quad \text{ve} \quad u_{t+1} \quad \text{i.i.d.}$$

sürecidir. (8) numaralı denklemdeki  $\phi_{s+1} = \frac{\beta_s}{\beta_{s+1}}$  katsayıları arasında, tanım gereği  $\phi_1 \phi_2 \phi_3 \phi_4 = 1$  ilişkisi vardır.<sup>2</sup> Bu da (8) numaralı denklemin birim kök içeren birinci dereceden periyodik otoregresif bir model olduğunu göstermektedir. Osborn (1988: 258) geliştirmiş olduğu bu modelin, mevsimselliğin gözlemlendiği serilerde periyodik modellerin kullanılmasının iktisadi bir gereksesi olduğunu ifade etmiştir.

### 3. Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti

Osborn modeli, periyodik zaman serisi modelleri olarak ifade edilen bir model grubuna aittir. Üçer aylık frekansta N yıl boyunca gözlenen ( $t=1,2,\dots,n$  ve  $n=4N$ )  $y_t$  zaman serisi için birinci dereceden periyodik otoregresif bir model (PAR(1)) aşağıdaki gibi gösterilir;

$$y_t = \mu_s + \phi_s y_{t-1} + \varepsilon_t \quad s=1,2,3,4 \text{ ve } t=1,2,\dots,n \quad (9)$$

(9) numaralı denklemdeki  $\mu_s$  ve  $\phi_s$  sırasıyla dönemlere bağlı olarak değişen sabit terim ve otoregresyon katsayılarını,  $\varepsilon_t$  ise  $\sigma^2$  sabit varyans ile beyaz gürültü süreci izlediği varsayılan hata terimlerini ifade etmektedir. PAR(1) modeli tahmin edildikten sonra otoregresyon parametrelerinin dönemlere bağlı olarak değişip değişmediği, diğer bir ifadeyle otoregresyon parametrelerinde periyodisite olup olmadığı incelenebilir. Boswijk ve Franses (1996) aşağıdaki hipotez için

$$H_0 : \phi_s = \phi_1 \quad s = 2,3,4 \quad (10)$$

<sup>2</sup> Toplam fayda fonksiyonu ifade edildiği andan itibaren modelde kullanılan notasyon, herhangi bir  $i$  için  $s+i > 4$  iken,  $s+i$  yerine  $s+i-4$  kullanılmasını gerektirmektedir.

oluşturulacak Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio, bundan sonra LR) testinin,  $y_t$  serisinin birim kök içerip içermemesine bağlı olmaksızın asimptotik olarak  $\chi^2(3)$  dağılımına uyduğunu göstermiştir. Buna bağlı olarak (9) numaralı denklemde, (10) numaralı hipotez için hesaplanacak ve  $F_{PAR}$  olarak isimlendirilebilecek F testi, asimptotik olarak  $F(3,n-8)$  dağılımı gösterecektir (FRANSES/PAAP, 2004: 43).

(9) numaralı denklemde  $\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4 = 1$  ise  $y_t$  serisi periyodik olarak entegre olmuştur,  $|\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4| < 1$  ise  $y_t$  serisi periyodik durağandır.  $y_t$ 'nin periyodik birim kök içerdiğini ve periyodik durağan olduğunu ifade eden sıfır ve alternatif hipotezler sırasıyla şu şekildedir;

$$H_0 : \phi_1\phi_2\phi_3\phi_4 = 1 \quad (11)$$

$$H_1 : |\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4| < 1$$

Periyodik birim kök hipotezini test etmek için Boswijk ve Franses (1996) LR test istatistiğini kullanmışlardır;

$$LR = n \cdot \ln \left( \frac{RRSS}{URSS} \right) \quad (12)$$

Burada RRSS ve URSS ise sırasıyla kısıtlı ve kısıtsız denklemin hata terimleri kareleri toplamını ifade etmektedir. URSS'yi hesaplamak için (9) numaralı denklem En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilebilir. Burada hata terimlerinin normal dağılımlı olmasına özellikle dikkat edilmelidir. RRSS'yi hesaplamak için ise birim kök hipotezi altında kısıtlı denklem aşağıdaki biçimde yazılabilir;

$$y_t = \sum_{s=1}^4 \mu_s D_{st} + \phi_1 D_{1t} y_{t-1} + \phi_2 D_{2t} y_{t-1} + \phi_3 D_{3t} y_{t-1} + (\phi_1\phi_2\phi_3)^{-1} D_{4t} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$D_{st} = \begin{cases} 1, & \text{s. üç ay için} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad s = 1,2,3,4 \text{ ve } t = 1,2,\dots,n$$

(13) numaralı regresyon denklemi Doğrusal Olmayan EKK yöntemi ile tahmin edilmelidir. Yukarıda (12) numara ile ifade edilen test istatistiği asimptotik olarak Johansen İz (*Trace*) istatistiğine uymaktadır (FRANSES/PAAP, 2004: 78).

Osborn modelinin geçerli olabilmesi için gerekli koşul, ele alınan serinin PAR(1) modeli ile uygun bir şekilde modellenbilmesidir. Uygun modellemeden kastedilen, tahmin edilen denklemin hata terimlerine ilişkin



diagnostik istatistiklerin geçerli olması ve ayrıca otoregresif katsayıda periyodisite olmadığı şeklindeki  $F_{PAR}$  hipotezinin reddedilmesidir. Bu şartın sağlanmasından sonra araştırılacak olan periyodik birim kök hipotezinin ret edilememesi, hipotezin geçerliliği için yeterli koşuldur.

Sabit ve trend değişkenlerinin periyodik modellerdeki varlığına ilişkin tartışmaya bağlı olarak birim kök test istatistikleri farklı bir biçimde ele alınabilir. Alternatif hipotezde periyodik trend durağan seçeneğini içermek için genellikle test denkleminde trend değişkeni ilave edilir. Böyle bir test denkleminde  $|\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4| < 1$  olması seride doğrusal deterministik trendin,  $\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4 = 1$  olması ise seride karesel trendin varsayıldığı anlamına gelir. Hangi deterministik trend bileşeninin test denkleminde yer alması gerektiği öncelikli olarak test edilmek istenebilir. Fakat test istatistiklerinin dağılımının, serinin birim kök içerip içermemesine göre değişmesinden ötürü, öncelikle test denklemindeki deterministik bileşenlerin araştırılması uygun bir yöntem değildir. Daha uygun bir yöntem periyodik entegrasyon ve karesel trendin yokluğunun birlikte test edilmesidir. Bu amaçla aşağıdaki periyodik otoregresif model ele alınabilir;

$$y_t = \mu_s + \tau_s T_t + \phi_s y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad s=1,2,3,4 \text{ ve } t=1,2,\dots,n \quad (14)$$

(14) numaralı regresyon denkleminde doğrusal zaman trendi  $T_t = [(t-1)/4]$  olarak tanımlanmıştır. Buradaki  $[ \cdot ]$  yıl içerisinde trendin değerini sabit tutacak şekilde kullanılan tamsayı fonksiyonudur.<sup>3</sup> Bu denklem için periyodik birim kökün varlığı ve karesel trendin yokluğu aşağıdaki sıfır hipotezi ile test edilebilir;

$$H_{04} : \phi_1\phi_2\phi_3\phi_4 = 1 \text{ ve } \tau_1 + \phi_1\phi_3\phi_4\tau_2 + \phi_1\phi_4\tau_3 + \phi_1\tau_4 = 0 \quad (15)$$

Bu test Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen  $\Phi_3$  testinin periyodik karşılığıdır. Benzer şekilde her  $s$  için  $\tau_s = 0$  olduğu durumda

$$H_{02} : \phi_1\phi_2\phi_3\phi_4 = 1 \text{ ve } \mu_4 + \phi_4\mu_3 + \phi_3\phi_4\mu_2 + \phi_2\phi_3\phi_4\mu_1 = 0 \quad (16)$$

periyodik birim kökün varlığı ve deterministik trendin olmadığı bir arada test edilebilir. Her iki hipotez için LR testini oluşturmak amacıyla (14) numaralı denklemin, (15) numaralı hipotezdeki kısıt ile tahminiyle elde edilen hata terimleri kareleri toplamı  $RSS_{04}$ , aynı denklemin (16) numaralı hipotezdeki kısıt ile tahminiyle elde edilen hata terimleri kareleri toplamı  $RSS_{02}$  olsun. (14)

<sup>3</sup> Bu üçer aylık veriler için trend serisinin 0,0,0,0,1,1,1,1,... şeklinde oluşturulduğu anlamına gelmektedir.

numaralı denklemin hata terimleri kareleri toplamı  $RSS_{14}$  ve aynı denklemin her s için  $\tau_s = 0$  olduğu durumda elde edilen hata terimleri kareleri toplamı ise  $RSS_{12}$  olsun.  $H_{04}$  ve  $H_{02}$  hipotezlerini test edecek LR test istatistikleri aşağıdaki gibidir;

$$LR_i^1 = n \ln \left( \frac{RSS_{0i}}{RSS_{1i}} \right) \quad i = 2,4 \quad (17)$$

$LR_2^1$  test istatistiğinin asimptotik dağılımı Johansen (1991, Teorem 4.1) ve  $LR_4^1$  test istatistiğinin asimptotik dağılımı yine Johansen (1991, Teorem 1)'de verilmiştir (Franses/Paap, 2004: 80).

Deterministik bileşenlerin periyodik modeller açısından önemi sadece birim kök testleriyle sınırlı değildir. Mevsimsel sabit ve trend değişkenlerinin herhangi bir kısıt içermeyen periyodik denklemlerde kullanılması, mevsimsel trendi yakınsamayan bir seri ile çalışılmasına neden olabilir. Oysa bu durum pek karşılaşılan bir husus değildir ve ayrıca serinin grafiği böyle bir seçeneği en başta elimine edebilir. Bu nedenle deterministik bileşenlerden hangilerinin ve nasıl modelde yer alacağı konusuna özellikle önem vermek gerekir. Örneğin ortak mevsimsel deterministik trend, mevsimsel trend parametreleri  $\tau_s$  üzerine bir kısıt konulmasını gerektirir. Fakat  $\tau_s$  parametrelerinin her mevsim için trendin eğimini göstermemesi nedeniyle basitçe  $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4$  şeklinde konulacak bir kısıt, ortak mevsimsel trendi vermeyecektir (Franses/Paap, 2004: 72). Periyodik olarak entegre olmuş bir seride deterministik bileşenler üzerine konulabilecek kısıtlar üç ayrı durumda incelenebilir;

**i. Karesel Trend Yok:** Seride karesel trendin olmadığı şu kısıt ile araştırılır;  $\tau_1 + \phi_1\phi_3\phi_4\tau_2 + \phi_1\phi_4\tau_3 + \phi_1\tau_4 = 0$  (18)  
Şüphesiz  $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0$  karesel trendin olmadığı özel bir durumdur.

**ii. Ortak Lineer Deterministik Trend:** Karesel trendin olmadığı bir seride, deterministik trendin ortak (her çeyrek için aynı) olduğu şu kısıt ile araştırılır;

$$\tau_1 = (1 - \phi_1)d_4, \quad \tau_2 = (1 - \phi_2)d_4, \quad \tau_3 = (1 - \phi_3)d_4, \quad \tau_4 = (1 - \phi_4)d_4 \quad (19)$$

$$d_4 = \mu_4 + \phi_4\mu_3 + \phi_3\phi_4\mu_2 + \phi_2\phi_3\phi_4\mu_1$$

**iii. Doğrusal Trend Yok:** Seride deterministik trendin olmadığı şu kısıt ile araştırılır;

$$\mu_4 + \phi_4\mu_3 + \phi_3\phi_4\mu_2 + \phi_2\phi_3\phi_4\mu_1 = 0 \quad ve \quad \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0 \quad (20)$$

Şüphesiz  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0$  deterministik trendin olmadığı özel bir durumdur.

Deterministik bileşenler üzerine konulabilecek söz konusu kısıtların tümü LR testleriyle incelenebilir. Bu testler  $\nu$  kısıt sayısı ile asimptotik olarak  $\chi^2(\nu)$  dağılımı gösterecektir (Franses/Paap, 2004: 76).

Son olarak periyodik birim kök hipotezinin ret edilememesi halinde aşağıdaki hipotezlerin araştırılması gerektiğini not etmek gerekir;

$$H_0 : \phi_s = 1 \quad s = 1,2,3 \quad (21)$$

$$H_0 : \phi_s = -1 \quad s = 1,2,3 \quad (22)$$

Bu hipotezler sırasıyla  $\phi_4 = 1$  veya  $\phi_4 = -1$  olduğu anlamına gelir. (21) numaralı hipotez periyodik fark filtresini (1-L) filtresine, (22) numaralı hipotez ise periyodik fark filtresini mevsimsel birim kök -1'e karşılık gelen (1+L) filtresine indirgemektedir. Boswijk ve Franses (1996)'da  $\phi_1\phi_2\phi_3\phi_4 = 1$  olduğu durumda (21) ve (22) numaralı hipotezler için oluşturulacak LR test istatistiklerinin sıfır hipotezi geçerliken asimptotik olarak  $\chi^2(3)$  dağılımına uyduğu gösterilmiştir (Franses/Paap, 2004: 80-81).

Çalışmada kullanılan tüm veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasına ait EVDS'den temin edilmiştir.<sup>4</sup>

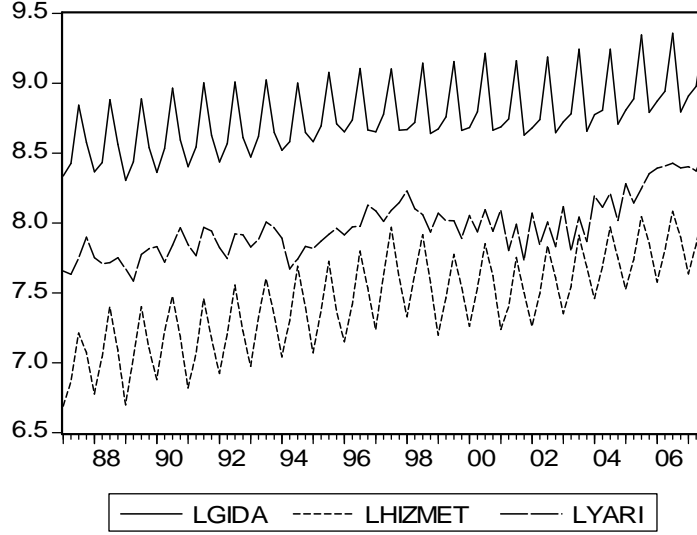
#### 4. Bulgular

Ekonometrik analize konu olan tüm serilerin logaritmik düzeylerinin zamana bağlı değişimlerini görmek amacıyla aşağıda her bir serinin grafiği sunulmuştur:

---

<sup>4</sup> Ekonometrik analiz EViews 5.0 paket programı vasıtasıyla yapılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti ve regresyon denklemlerine ilişkin ayrıntılı bilgi yazardan istenebilir.

Şekil 1: Gıda-İçki, Hizmet ve Yarı Dayanıklı ve Dayanıklı Tüketim Malı Harcamaları (Logaritmik Düzey)



Şekil 1, üç seride de var olan artış eğiliminin hizmet harcamalarında daha yüksek olduğunu, mevsimselliğin ise yarı dayanıklı ve dayanıklı tüketim malı harcamalarından ziyade hizmet ve gıda-içki harcamalarına özgü olduğunu göstermektedir. Mevsimselliğin incelenen serilerde ne derece önemli olduğunu görmek amacıyla, ayrıca, aşağıdaki regresyon denklemi tahmin edilmiştir;

$$\Delta \ln c_t = \mu_1 D_{1t} + \mu_2 D_{2t} + \mu_3 D_{3t} + \mu_4 D_{4t} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Burada  $\Delta$  fark işlemcisini göstermektedir. Bu regresyon denkleminin  $\bar{R}^2$ 'si, mevsimsel değişimin türü ve büyüklüğü konusunda -yanıltıcı olabilece de- ilk bakışta faydalı bilgiler verecektir (FRANSES/PAAP, 2004: 14). Bu istatistik gıda-içki harcamaları için % 94, hizmet harcamaları için % 97 ve yarı dayanıklı ve dayanıklı tüketim malı harcamaları için % 27 olarak bulunmuştur. Gıda-içki ve hizmet harcamaları için oldukça yüksek bulunan bu değerler özellikle bu seriler için mevsimselliğin uygun bir biçimde ele alınıp modellenmesinin hayli önemli olduğunu göstermektedir.

Gıda-içki harcamaları için tahmin edilen kısıtsız PAR(1) modeli sonuçları aşağıda sunulmuştur;

$$\ln c_t = \frac{-11915D1_t}{(1.552)} + \frac{+1164D2_t}{(0.540)} + \frac{+0.914D3_t}{(0.612)} + \frac{+5.190D4_t}{(0.721)} + \frac{+2.372D1_t * \ln c_{t-1}}{(0.179)} + \frac{+0.875D2_t * \ln c_{t-1}}{(0.062)} + \frac{0.943D3_t * \ln c_{t-1}}{(0.070)} + \frac{+0.380D4_t * \ln c_{t-1}}{(0.079)}$$

$$F_{AR}(1) = 10.82 [0.00], \quad F_{AR}(4) = 10.25 [0.00], \quad F_{ARCH}(1) = 0.55 [0.45], \\ F_{ARCH}(4) = 5.11 [0.00], \quad JB = 5.36 [0.06]$$

Burada,  $F_{AR}$  hata terimlerinde 1. ve 4. derecede otokorelasyonun varlığını araştıran Breusch-Godfrey Lagrange Çarpan testini,  $F_{ARCH}$  hata terimlerinde 1. ve 4. derecede ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) etkisinin varlığını araştıran Lagrange Çarpan testini, JB ise hata terimlerinin normal dağılımlı olup olmadığını araştıran Jargue-Bera testini göstermektedir. Parantez içerisinde verilen değerler standart hataları, köşeli parantez içerisinde verilen değerler ise marjinal anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Gıda-içki harcamaları denklemi diagnostik istatistikleri, hata terimlerinde 1. ve 4. derecede otokorelasyon ve 4. derecede ARCH etkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca hata terimlerinin normal dağıldığı şeklindeki hipotez de % 10 düzeyinde ret edilmiştir. Bu sonuçlar gıda-içki harcamalarının PAR(1) ile modellenemeyeceğini göstermektedir.

Hizmet harcamaları için tahmin edilen kısıtsız PAR(1) modeli sonuçları aşağıda sunulmuştur;

$$\ln c_t = \frac{-0.587D1_t}{(0.361)} + \frac{+0.728D2_t}{(0.303)} + \frac{+0.958D3_t}{(0.328)} - \frac{0.446D4_t}{(0.394)} + \frac{+1.040D1_t * \ln c_{t-1}}{(0.048)} + \frac{+0.934D2_t * \ln c_{t-1}}{(0.042)} + \frac{0.915D3_t * \ln c_{t-1}}{(0.044)} + \frac{+1.023D4_t * \ln c_{t-1}}{(0.051)}$$

$$F_{AR}(1) = 0.01 [0.89], \quad F_{AR}(4) = 2.12 [0.08], \quad F_{ARCH}(1) = 0.30 [0.58], \\ F_{ARCH}(4) = 0.83 [0.50], \quad JB = 0.29 [0.86]$$

Tahmin sonuçları gıda-içki harcamaları denklemi ile kıyaslandığında daha iyi görünse de, bu denklemde de hata terimleri arasında 4. derecede otokorelasyon olmadığı şeklindeki hipotez % 10 düzeyinde ret edilmiştir. Bu nedenle hizmet harcamaları serisi de PAR(1) modeli ile uygun bir biçimde modellenememektedir.

Yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları için tahmin edilen kısıtsız PAR(1) modeli sonuçları aşağıda sunulmuştur;

$$\ln c_t = \frac{1.340D1_t}{(1.225)} + \frac{0.653D2_t}{(0.946)} + \frac{1.124D3_t}{(0.919)} + \frac{2.136D4_t}{(1.197)} + \frac{0.838D1_t * \ln c_{t-1}}{(0.153)} + \frac{0.906D2_t * \ln c_{t-1}}{(0.118)} + \frac{0.871D3_t * \ln c_{t-1}}{(0.116)} + \frac{0.729D4_t * \ln c_{t-1}}{(0.149)}$$

$$F_{AR}(1) = 28.59 [0.00], F_{AR}(4) = 12.48 [0.00],$$

$$F_{ARCH}(1) = 0.77 [0.38], F_{ARCH}(4) = 4.42 [0.00], JB = 0.77 [0.67]$$

Tahmin sonuçları 1. ve 4. derecede otokorelasyon ve 4. derecede ARCH etkisine işaret etmektedir. Dolayısıyla yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları serisi de PAR(1) modeli ile uygun bir şekilde açıklanamamaktadır.

İncelenen hiçbir serinin PAR(1) modeli ile açıklanamamasına bağlı olarak Osborn modeli Türkiye ekonomisine ait makroekonomik zaman serileriyle desteklenememiştir. Bu noktada, serilerin grafiklerinde çok açık bir biçimde görülen ve her mevsim için pekala farklı olabilecek deterministik trendin ihmal edilmesinin incelenen hipotezin reddine neden olabileceği düşünülmüştür. Buna bağlı olarak her model mevsimsel trend değişkenleriyle beraber yeniden tahmin edilmiş ve deterministik bileşenlerden hangilerinin ve nasıl denklemlerde yer alması gerektiğini gösterecek testlere özellikle dikkat edilmiştir. Gıda-içki harcamaları için mevsimsel trend değişkenlerinin ilave edildiği kısıtsız PAR(1) modeli tahmin sonuçları aşağıda sunulmuştur;

$$\ln c_t = \frac{1.964D1_t}{(1.463)} + \frac{1.308D2_t}{(1.390)} + \frac{5.425D3_t}{(1.205)} + \frac{0.895D4_t}{(2.069)} + \frac{0.741D1_t * \ln c_{t-1}}{(0.171)} + \frac{0.857D2_t * \ln c_{t-1}}{(0.167)} + \frac{0.407D3_t * \ln c_{t-1}}{(0.142)} + \frac{0.865D4_t * \ln c_{t-1}}{(0.233)} + \frac{0.022T1_t}{(0.001)} + \frac{0.000T2_t}{(0.004)} + \frac{0.014T3_t}{(0.003)} - \frac{0.012T4_t}{(0.005)}$$

$$F_{AR}(1) = 0.15 [0.69],$$

$$F_{AR}(4) = 1.99 [0.105],$$

$$F_{ARCH}(1) = 2.71 [0.103], F_{ARCH}(4) = 0.92 [0.45], JB = 2.43 [0.29],$$

$$F_{PAR} = 1.84 [0.14]$$

Burada,  $F_{PAR}$  otoregresif katsayıda “periyodisite” olup olmadığını araştıran F testini göstermektedir. Tahmin sonuçları ile birlikte verilen diagnostik istatistiklerde ciddi bir iyileşme olduğu göze çarpmaktadır. Modelde ne otokorelasyon ne de ARCH etkisi vardır ve hata terimleri normal dağılmaktadır. Diagnostik istatistiklerin modele onay vermesinin ardından

otoregresif katsayıda periyodisite olup olmadığının incelenmesine geçilmiştir.  $F_{PAR}$  hipotez testi için 1.84 olarak bulunan F istatistiğinin sıfır hipotezini ret edebilecek kadar büyük olmaması nedeniyle otoregresif katsayıda periyodisite olmadığı sonucuna varılmıştır. Buna bağlı mevsimsel trend değişkenlerinin olmadığı denklemdeki gibi burada da gıda-içki harcamalarının PAR(1) modeli ile uygun bir biçimde açıklanamayacağına karar verilmiştir.

Hizmet harcamaları için mevsimsel trend değişkenlerinin ilave edildiği kısıtsız PAR(1) modeli tahmin sonuçları aşağıda sunulmuştur;

$$\begin{aligned} \ln c_t = & \frac{2.308D1_t - 2.237D2_t + 1.675D3_t + 2.947D4_t + 0.626D1_t * \ln c_{t-1} + 1.378D2_t * \ln c_{t-1} +}{(1.166) \quad (1.123) \quad (0.734) \quad (0.870) \quad (0.166) \quad (0.167)} \\ & \frac{0.812D3_t * \ln c_{t-1} + 0.559D4_t * \ln c_{t-1} + 0.018T1_t - 0.020T2_t + 0.004T3_t + 0.020T4_t}{(0.104) \quad (0.118) \quad (0.007) \quad (0.007) \quad (0.004) \quad (0.004)} \\ F_{AR}(1) = & 0.13 [0.71], F_{AR}(4) = 1.50 [0.21], \\ F_{ARCH}(1) = & 0.02 [0.88], F_{ARCH}(4) = 0.16 [0.95], \quad JB = 1.22 [0.54], \\ F_{PAR} = & 5.71 [0.00], URSS = 0.145248 \end{aligned}$$

Diagnostik istatistikler modelde ne otokorelasyon ne de ARCH etkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca hata terimleri normal dağılmaktadır ve otoregresif katsayıda periyodisite olmadığı şeklindeki hipotez % 1 düzeyinde ret edilmiştir. Böylece Osborn modelinin geçerli olması için gerekli şart sağlanmış ve yeter şart olan birim kökün araştırılmasına geçilmiştir. Bu amaçla, birim kök hipotezi ile seride karesel deterministik trend olmadığı şeklindeki (15) numaralı hipotez bir arada test edilmiştir. Kısıtlı regresyon denklemi hata terimleri kareleri toplamı 0.162139 (RRSS) ve LR test istatistiği;

$$LR = 82 \ln \left( \frac{0.162139}{0.145248} \right) = 9.02$$

olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan test istatistiği, % 5 tablo değeri olan 12.39'dan büyük olmadığı için  $H_0$  hipotezi ret edilememiştir. Bu sonuçlar serinin entegre olduğunu ve seride karesel trend olmadığını göstermektedir. Entegre olmuş serideki trendin en uygun biçimini (deterministik trend karesel midir? ortak mıdır? veya yok mudur?) belirlemek amacıyla yapılan test sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir;

*Tablo 1: Entegre Olmuş Hizmet Harcamaları Denklemindeki Deterministik Bileşenlere İlişkin LR Test İstatistikleri*

Kısıtlar	LR Test İstatistiği	s.d.	p-değeri
Karesel Trend Yok			
(18) numaralı	0.007	1	0.93
$\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0$	23.63	4	0.00
Ortak Lineer Deterministik Trend			
(19) numaralı	4.40	4	0.35
Deterministik Trend Yok			
(20) numaralı	26.88	5	0.00
$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 =$ $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0$	43.10	8	0.00

*Not: s.d. ilgili testin serbestlik derecesini, p-değeri ise marjinal anlamlılık düzeyini göstermektedir.*

Tabloda görüldüğü gibi entegre olmuş seri için (18) numaralı kısıt ret edilememiştir. Bu sonuç seride karesel trend olmadığını göstermektedir. Bunun ardından (19) numaralı kısıt ile trendin her mevsim için ortak olup olmadığı araştırılmıştır. 4.40 olarak bulunan test istatistiği için marjinal anlamlılık düzeyi 0.35'dir. Bu sonuç serideki lineer deterministik trendin her mevsim için aynı olduğunu göstermektedir. Son olarak seride deterministik trend olmadığını gösteren kısıtların (20 numaralı ve onun hemen altındaki) % 1 düzeyinde ret edildiğini not etmek gerekir. Tüm testler bir arada değerlendirildiğinde entegre olmuş hizmet harcamaları serisinde trend olduğunu, söz konusu trendin karesel olmadığını ve her mevsim için ortak olduğunu söylemek mümkündür.

Hizmet harcamalarındaki trendin ortak olduğunu belirleyip gerekli kısıtları koyduktan sonra son olarak, periyodik fark filtresinin (1-L) ya da (1+L) filtresine indirgenip indirgenemeyeceği araştırılmıştır. Bu amaçla incelenen (21) numaralı hipotez için test istatistiği 25.47, (22) numaralı hipotez için test istatistiği ise 191.75 olarak bulunmuştur. Her iki istatistiğin de % 1 düzeyinde anlamlı olması neticesinde periyodik fark filtresinin (1-L) ya da (1+L) filtresine indirgenemeyeceği sonucuna varılmıştır. Tüm test istatistikleri bir arada değerlendirildiğinde, mevsimsel trendin dikkatli bir biçimde modele ilave edilmesi halinde hizmet harcamaları serisinin PIAR(1) modeli ile açıklanabileceği sonucuna varılmıştır.



Yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları için mevsimsel trend değişkenlerinin ilave edildiği kısıtsız PAR(1) modeli tahmin sonuçları aşağıda sunulmuştur;

$$\begin{aligned} \ln c_t = & \frac{4.631D1_t}{(0.989)} - \frac{1.489D2_t}{(1.946)} + \frac{2.945D3_t}{(1.084)} - \frac{2.056D4_t}{(1.646)} + \frac{0.388D1_t * \ln c_{t-1}}{(0.126)} + \frac{1.188D2_t * \ln c_{t-1}}{(0.253)} \\ & + \frac{0.627D3_t * \ln c_{t-1}}{(0.142)} + \frac{1.277D4_t * \ln c_{t-1}}{(0.212)} + \frac{0.028T1_t}{(0.003)} - \frac{0.010T2_t}{(0.009)} + \frac{0.010T3_t}{(0.005)} - \frac{0.019T4_t}{(0.006)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_{AR}(1) &= 2.74 [0.10], F_{AR}(4) = 2.50 [0.05], \\ F_{ARCH}(1) &= 2.63 [0.108], F_{ARCH}(4) = 1.99 [0.104], JB = 1.46 [0.48] \end{aligned}$$

Diagnostik istatistikler mevsimsel trend değişkenlerinin yer almadığı denkleme göre ciddi bir iyileşme gösterse de 4. derecede otokorelasyon olmadığı şeklindeki hipotez % 10 düzeyinde ret edilmiştir. Buna bağlı olarak burada da yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamalarının PIAR(1) modeli ile uygun bir biçimde açıklanamayacağına karar verilmiştir.

## 5. Sonuç ve Değerlendirme

Osborn modelinin Türkiye ekonomisi için incelendiği bu çalışmada öncelikle, modelin geçerliliğinin deterministik bileşenlerin model içerisindeki yerine bağlı olarak değiştiği tespit edilmiştir. Hizmet harcamaları denklemi için mevsimsel trend değişkenlerinin olmadığı durumda ret edilen model, söz konusu değişkenler modele ilave edilip uygun bir biçimde kullanıldığında kabul edilmektedir. Bu husus periyodik modellemede deterministik bileşenlerin önemine dikkat çeken Paap ve Franses (1999)'in açıklamaları ile uyumludur.

Diğer bir husus, modellemeden ziyade modelin testinde kullanılan serilerle ilgilidir. Mevsimsel trend değişkenlerinin yer aldığı hizmet harcamaları için desteklenen model, gıda-içki harcamaları ile yarı dayanıklı ve dayanıksız tüketim malı harcamaları için ret edilmiştir. Bu noktada incelenen modeller açısından hangi serinin kullanılmasının daha uygun olduğu sorusuyla karşılaşılmaktadır. Dayanıklı olmayan mallara yönelik harcamaların, tüketimi en uygun şekilde temsil eden harcama bileşenlerinden biri olduğu bilinmektedir. Bu nedenle bu çalışmada dayanıklı olmadığı düşünülen birden çok mal grubuna yönelik harcamalar analiz edilmiş fakat bu durumda modelin geçerliliği açısından farklı sonuçlar tespit edilmiştir. Burada bir adım daha ileriye gidip sadece dayanıklı olmayan mallara yönelik harcamaların

incelenmesinin uygunluğu da sorgulanabilir. Lee ve Kong (2000: 39), “dayanıklı olmayan mallara yönelik” harcamaların tek başına incelenmesinin uygun olmadığını, daha uygun bir yaklaşımla bu harcamalara, dayanıklı malların kullanımından sağlanan hizmet akımının da eklenmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Türkiye ekonomisi için gelecekte yapılacak çalışmalarda bu hususlara özen gösterilmesinde yarar vardır.

Daha önce de ifade edildiği gibi tahmin sonuçları, trend değişkeninin uygun bir biçimde kullanıldığı PIAR(1) modelinin, hizmet harcamalarını oldukça başarılı bir biçimde modellediğini göstermiştir. Buna bağlı olarak bir politika önerisinde bulunmak istenirse sadece sürpriz iktisat politikalarının tüketim düzeyini etkileyeceği söylenebilir. Çünkü, beklenen politika uygulamaları, örneğin sürekli gelirden beklenen bir artış, rasyonel beklentilere sahip iktisadi karar alma birimleri tarafından çoktan değerlendirilmiş ve tüketim düzeyi buna göre belirlenmiştir.

Hizmet harcamaları denklemi için elde edilen bu sonuç, aynı zamanda, Türkiye ekonomisine ilişkin diğer serilerin periyodik modeller ile incelenmesine bir gerekçe olarak değerlendirilebilir. Mevsimsel kukla değişkenlerle veya mevsimsellikten arındırılmış serilerle çalışmak yerine, periyodik modeller vasıtasıyla mevsimsellik model içerisinde ele alınabilir. Böylece mevsimsel düzeltme tekniklerinin neden olabileceği tahrifattan veya mevsimsel kukla değişken kullanımının zorlayacağı “deterministik mevsimsellik” varsayımından kaçınılabilir. Bu bağlamda, mevsimselliğin gözlemlendiği serilerde periyodik modellerin uygunluğunun araştırılması ve alternatif modellere göre öngörü performanslarının değerlendirilmesi, iktisadi karar alma birimlerine faydalı bilgiler sunabilecektir.

## Kaynakça

- ANDO, Albert/MODIGLIANI, Franco (1963), “The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests,” *American Economic Review*, 53/1: 55-84.
- BOSWIJK, H. Peter/FRANSES, Philip Hans (1996), “Unit Roots in Periodic Autoregressions,” *Journal of Time Series Analysis*, 17: 221-245.
- DICKEY, A. David/FULLER, A. Wayne (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49/4: 1057-1072.
- FRANSES, Philip Hans (1996), *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series* (New York: Oxford University Press).
- FRANSES, Philip Hans/PAAP, Richard (2004), *Periodic Time Series Models* (New York: Oxford University Press).
- FRIEDMAN, Milton, (1957), *A Theory of Consumption Function* (New Jersey: Princeton University Press).
- HALL, E. Robert (1978), “Stochastic Implications of The Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, 86/6: 971-987.

- HYLLEBERG, Svend/Clara JORGENSEN/Nils Karl SORENSEN (1993), "Seasonality in Macroeconomic Time Series," *Empirical Economics*, 18: 321-335
- LEE, Hoe-Kyung/KONG, Moon-Kee (2000), "Consumption of Durable Goods and Tests of The Permanent Income Hypothesis: Evidence from Korean Macro Data," *Applied Economics*, 32/1: 39-44.
- LEONG, Kenneth (2001), "Seasonality and The Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Evidence for Australia, The United Kingdom and Germany," *Australian Economic Papers*, 40/2: 166-184.
- LEONG, Kenneth/MCALEER, Michael (1999), "Testing The Life-Cycle Permanent Income Hypothesis Using Intra-Year Data for Sweden," *Mathematics and Computers in Simulation*, 48/4-6: 551-560.
- MODIGLIANI, Franco/BRUMBERG, H. Richard (1954), "Utility Analysis and The Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," KURIHARA, K. Kenneth (ed.), *Post-Keynesian Economics* (New Brunswick, New Jersey: Rutgers University Press): 388-436.
- OSBORN, R. Denise (1988), "Seasonality and Habit Persistence in a Life-Cycle Model of Consumption," *Journal of Applied Econometrics*, 3/4: 255-266.
- OSTERWALD-LENUM, Michael (1992), "A Note With Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54/3: 461-472.
- PAAP, Richard/FRANSES, Philip Hans (1999), "On Trends and Constants in Periodic Autoregressions," *Econometric Reviews*, 18/3: 271-286.

